



Les déterminants de la détention et de l'usage de la carte de débit : une analyse empirique sur données individuelles françaises

David Bounie
Marc Bourreau
Abel François

Juin 2006

- Département Sciences Economiques et Sociales ■
- Telecom Paris ■
- 46 rue Barrault, 75634 Paris Cedex 13 ■
- France ■

Site web : <http://www.enst.fr/recherche/economie-gestion/>

Les déterminants de la détention et de l'usage de la carte de débit : une analyse empirique sur données individuelles françaises*

David Bounie^a, Marc Bourreau^{a,b} et Abel François^{a,c}

^a *Télécom Paris, Département Sciences Économiques et Sociales*

^b *CREST-LEI*

^c *LAEP, Université Paris I – Panthéon-Sorbonne*

Résumé

Les paiements par carte de débit connaissent un développement rapide dans la plupart des pays industrialisés au détriment principalement de l'usage du chèque et de la carte de crédit. En dépit de ce développement, il n'existe pas de travaux empiriques sur les déterminants de l'adoption et de l'intensité d'usage de la carte de débit. Notre travail constitue la première tentative de mise en évidence des effets simultanés de différentes variables sur les processus d'adoption et d'intensité d'usage des instruments de paiement. Pour ce faire, nous exploitons une base de données originale de paiements par carte de débit effectuées par 1392 personnes représentatives de la population française au cours des mois de mars à mai 2005. Dans le cadre de trois estimations économétriques de la probabilité de détention, de la probabilité d'usage et de l'intensité d'usage de la carte de débit, nous étudions l'influence successive des caractéristiques sociodémographiques individuelles, des caractéristiques liées à la structure de consommation, des caractéristiques relatives à la perception de la carte de débit et, enfin, des effets de réseau. Les résultats des analyses économétriques montrent sans ambiguïtés que les facteurs qui influencent l'adoption de la carte de débit sont distincts des facteurs qui incitent à son usage. L'estimation sur la probabilité de détention met en évidence les effets statistiquement significatifs de deux variables individuelles (revenu et mode de perception des revenus) et de trois caractéristiques de la carte de débit (anonymat, contrôle des dépenses, temps de transaction). De même, les régressions sur la probabilité et l'intensité d'usage montrent une plus grande diversité d'effets et de leviers potentiels pour les banques à travers la structure de consommation de l'individu (nombre d'achats), les caractéristiques de l'individu (âge), les caractéristiques de la carte de débit (risque) et l'environnement du paiement (effet de réseau et type de commerce). En outre, dans le cadre des déterminants introduits spécifiquement dans les régressions sur l'usage de la carte de débit, nous constatons que la multi-détention et les services associés à la carte – la nature de la carte (débit différé ou immédiat), la gamme de la carte (de base ou premium) ainsi que l'adhésion à un programme de fidélisation – influencent positivement l'usage de la carte.

Mots-clés : Instrument de paiement

* Cette recherche a bénéficié du soutien financier du Groupement des Cartes Bancaires « CB ». Nous remercions tout particulièrement Yves Randoux, Martine Briat et Jean-Marc Sitbon pour leurs remarques et suggestions au cours de l'élaboration de ce document.

Table des matières

1	Introduction	5
2	Un <i>survey</i> de la littérature empirique.....	8
3	Une description des comportements de détention et d'usage de la carte de débit en France.....	10
3.1	L'organisation du marché français de la carte de débit	10
3.2	Description et méthodologie du sondage.....	11
3.3	La détention de la carte de débit.....	12
3.4	L'usage de la carte de débit	13
3.4.1	L'usage de la carte de débit au niveau de l'échantillon	13
3.4.2	L'usage individuel de la carte de débit	15
4	Un modèle d'adoption et d'usage de la carte de débit.....	16
4.1	Le choix d'usage de la carte de débit.....	16
4.2	Le choix de détention de la carte de débit	19
5	Les déterminants de la détention et de l'usage de la carte de débit : analyses économétriques	21
5.1	Les objectifs des estimations	22
5.1.1	La probabilité de détention d'une carte de débit	22
5.1.2	La probabilité et l'intensité d'usage de la carte de débit	23
5.2	Les variables explicatives retenues	30
5.2.1	Les caractéristiques liées à la structure de consommation	30
5.2.2	Les caractéristiques sociodémographiques individuelles	31
5.2.3	La perception des caractéristiques de la carte de débit.....	34
5.2.4	Les caractéristiques des cartes de débit	35
5.2.5	L'effet réseau de l'acceptation chez les commerçants.....	37
5.3	Les résultats des estimations	40
5.3.1	Estimation de la probabilité de détention d'une carte de débit	41
5.3.2	Estimation de l'usage de la carte de débit	45
5.3.3	Une analyse comparative de l'influence des déterminants sur la probabilité de détention, la probabilité d'usage et l'intensité d'usage de la carte de débit.....	55
6	Conclusion.....	58
7	Références bibliographiques	60
8	Annexes	63
8.1	Annexe 1 : Estimation de la probabilité d'usage de la carte de débit avec prise en compte d'un biais de sélection lié à la détention d'une carte	63
8.2	Annexe 2 : Estimation de l'intensité d'usage de la carte de débit avec censure liée à la détention d'une carte de débit.....	66

1 Introduction

Les paiements par carte de débit connaissent un développement rapide dans la plupart des pays industrialisés. Aux Etats-Unis, le nombre de paiements par carte de débit réalisés aux points de vente en 2005 excède désormais le nombre de paiements par carte de crédit (Borzekowski et *al.* 2006). En France, le nombre de paiements par carte bancaire « CB » réalisés essentiellement en carte de débit a dépassé celui du chèque depuis 2001 ; près de 6,3 milliards de paiements par carte bancaire « CB » pour une valeur de 325 milliards d'euros de paiements ont été enregistrés au cours de l'année 2005 (Groupement des Cartes Bancaires, 2006¹). Au Royaume-Uni, le nombre de paiements par carte de débit a devancé pour la première fois en 2005 le nombre de paiements en *cash* (APACS, 2006²) ; 37% de l'ensemble des transactions au point de vente sont réglées par carte de débit contre 34% pour le cash.

La généralisation de l'usage des cartes de débit dans la plupart des pays industrialisés est à l'origine d'un renouveau des travaux théoriques et empiriques dans le domaine de l'économie des instruments de paiement, et ce, pour plusieurs raisons. Premièrement, les instruments de paiement traditionnels que sont les espèces et le chèque induisent des coûts de traitement supérieurs à ceux, par exemple, des cartes de paiement (Humphrey et *al.* 2003). C'est donc une question d'efficacité économique pour les autorités bancaires et monétaires que d'accélérer la migration des instruments de type papier vers les instruments de paiement de type électronique comme, la carte de débit, afin de réduire le cout social des systèmes de paiement de détail évalué selon les pays entre 2 et 3% du PIB (Humphrey et *al.* 2004). Deuxièmement, certains pays comme les Etats-Unis, historiquement coutumiers du chèque et de la carte de crédit (Gerdes et Walton 2002), connaissent un développement rapide de la carte de débit (Zinman 2005, Borzekowski et Kiser 2006a, 2006b). Ce développement survient alors même que l'usage des cartes de crédit suscite des controverses aux Etats-Unis. Ainsi, Massoud et *al.* (2006) font référence aux débats publics qui ont eu lieu au cours de la dernière campagne présidentielle américaine sur les intérêts de pénalité liés à l'usage des cartes de crédit et à l'endettement des ménages (pénalités de retard de remboursement et de dépassement des plafonds autorisés). Troisièmement, le marché des cartes de paiement est un marché « two-sided » dans lequel un intermédiaire (réseau de carte national ou international)

¹ Le lecteur consultera le site du Groupement des Cartes Bancaires : <http://www.cartes-bancaires.com/>.

² Le lecteur consultera le site de l'APACS: http://www.apacs.org.uk/media_centre/press/06_04_18.html.

tente de mettre en relation deux côtés du marché (porteurs et marchands) plus ou moins sensibles à des externalités de réseau. Ces marchés, aux caractéristiques singulières, ont attiré l'attention des autorités de régulation et de la concurrence en raison de plaintes sur les tarifs pratiqués par les réseaux de carte de débit internationaux³.

L'objectif de notre travail consiste précisément à mettre en évidence les déterminants de l'adoption et de l'usage des cartes de débit. Quatre questions sont au centre de notre travail. La première est liée à l'adoption de la carte de débit. Dans la plupart des pays industrialisés, un certain nombre de consommateurs font le choix de détenir une carte de débit. Quels sont les facteurs qui expliquent la détention d'une carte de débit ? Mais, si certains ont décidé d'adopter une carte de débit, paradoxalement, tous ne l'utilisent pas. Borzekowski et Kiser (2006b) observent par exemple aux US, que 7% des personnes qui détiennent une carte de débit ne l'ont pas utilisée au cours des douze derniers mois. Nos données confirment l'existence d'une frange de la population détentrice mais non utilisatrice de la carte de débit (*cf. infra*). Dans ce cas, quels sont les déterminants de l'usage de la carte de débit ? De même, au sein de la population des individus qui détiennent et utilisent une carte de débit, certains l'utilisent avec parcimonie alors que d'autres l'utilisent intensément. Dès lors, comment peut-on expliquer l'intensité de l'usage de la carte de débit entre les individus ? Enfin, et plus généralement, sont-ce les mêmes facteurs qui expliquent la détention et l'usage d'une carte de débit ou bien peut-on isoler, au contraire, des facteurs spécifiques pour l'usage et la détention.

Pour répondre à ces questions, nous avons réalisé au cours des mois de Mars à Mai 2005 un sondage en deux étapes auprès de 1 447 personnes représentatives de la population française âgée de 18 ans et plus. En premier lieu, nous avons soumis un questionnaire à notre échantillon en vue de collecter des informations relatives, d'une part, à la détention et aux caractéristiques des instruments de paiement et, d'autre part, aux individus. (*e.g.* revenu, âge, sexe, etc.). En second lieu, nous avons demandé aux répondants de relever quotidiennement, et ce sur une période de huit jours, l'ensemble des informations relatives à leurs achats sur un

³ Plusieurs affaires peuvent être citées. La première est l'affaire Wal-Mart vs. Visa et Mastercard en 1996. Wal-Mart et d'autres magasins ont engagé des poursuites contre Visa et Mastercard en réaction à l'obligation faite aux commerçants qui acceptaient les cartes de crédit Visa/MasterCard de devoir accepter également le paiement par carte de débit qui impliquait des commissions plus élevées. La deuxième est liée à un règlement de la direction de la concurrence de la Commission Européenne en 2002 à propos des interchanges définis par Visa sur des transactions par carte de débit ou de crédit qui impliquent plusieurs banques des états membres. La troisième est relative à une décision de la Royal Bank of Australia relative à la baisse du niveau des tarifs d'interchange pour les transactions par carte de crédit en Australie pour les réseaux Visa et MasterCard.

carnet des dépenses (valeur de l'achat, type de commerce fréquenté, instrument de paiement utilisé, etc.). Sur les 1447 personnes qui ont répondu aux questions, 1392 individus ont complété le carnet des dépenses. Nous utilisons donc les réponses de ces 1392 individus pour estimer, dans un premier temps, les déterminants de la détention d'une carte de débit au sein de la population de notre échantillon (à l'aide d'un modèle logit). Dans un deuxième temps, nous utilisons les données de paiement de 1153 individus qui détiennent une carte de débit pour estimer les déterminants de la probabilité et de l'intensité d'usage de la carte de débit. Après une discussion sur la meilleure technique économétrique, en l'occurrence le *two-part model* (par opposition aux Moindres Carrés Ordinaires (MCO), à un modèle tobit et à un modèle d'Heckman), nous étudions l'influence successive des caractéristiques sociodémographiques individuelles, des caractéristiques liées à la structure de consommation, des caractéristiques relatives à la perception de la carte de débit et, enfin, des effets de réseau. Les résultats des analyses économétriques montrent sans ambiguïtés que les facteurs qui influencent l'adoption de la carte de débit sont distincts des facteurs qui incitent à son usage. Nous mettons plus particulièrement en évidence les effets statistiquement significatifs, d'une part, de variables individuelles et de caractéristiques de la carte de débit sur la probabilité de détention et, d'autre part, de la structure de consommation de l'individu, des caractéristiques de l'individu, des caractéristiques de la carte de débit et de l'environnement du paiement (effet de réseau et type de commerce) sur la probabilité et l'intensité d'usage de la carte de débit. Enfin, nous constatons que la multi-détention et les services associés à la carte influencent positivement l'usage de la carte. Ces résultats sont particulièrement importants d'un point de vue économique car ils fournissent aux banques et aux autorités administratives et monétaires une grille d'analyse précieuse des déterminants de l'adoption et de l'usage de la carte de débit en vue d'atteindre l'objectif d'efficacité économique dans les systèmes de paiement de détail poursuivis par exemple par les institutions européennes⁴.

Notre travail contribue à la littérature empirique existante sur trois points. Premièrement, nous estimons pour la première fois l'intensité d'usage d'un instrument de paiement. La littérature empirique s'est en effet essentiellement focalisée sur la question de la *probabilité* d'usage d'un ou plusieurs instruments de paiement. La principale raison tient à

⁴ Voir le site de la commission européenne et les documents de référence (http://ec.europa.eu/internal_market/payments/framework/index_en.htm) : « Directive on New Legal Framework for Payments (2005) » et « Single Euro Payments Area: Joint statement from the European Commission and the European Central Bank (2006) ».

l'absence de données à la fois sur les transactions et les paiements réalisés par les individus et sur les individus eux-mêmes. Notre méthodologie basée sur le suivi des comportements de consommation et de paiement d'individus identifiés permet de pallier ces inconvénients. Deuxièmement, notre travail constitue le premier travail de recherche empirique sur l'estimation simultanée des déterminants de l'adoption et de l'usage des instruments de paiement. La littérature s'est en effet exclusivement interrogée sur les déterminants de l'usage des instruments de paiement dans le cadre essentiellement de modèles probabilistes. Notre travail dépasse la littérature empirique existante en ce sens qu'il tente de déterminer si les facteurs qui conditionnent la détention sont les mêmes qui influencent l'usage des instruments de paiement. Enfin, nous évaluons pour la première fois l'impact des effets de réseau sur la détention et l'usage d'un instrument de paiement.

L'article est organisé en quatre parties. Dans une première partie, nous rappelons les résultats de la littérature empirique sur les modèles d'usage des instruments de paiement. Dans une deuxième partie, nous décrivons les comportements de détention et d'usage de la carte de débit à partir des données de sondage. Dans une troisième et quatrième partie, nous présentons un modèle de détention et d'usage de la carte de débit et nous réalisons les analyses économétriques. Enfin, nous concluons cet article.

2 Un *survey* de la littérature empirique

La littérature empirique sur les instruments de paiement s'est focalisée essentiellement sur la problématique de l'*usage* des instruments de paiement au détriment de la question de la détention. Cette orientation des recherches est due en partie à la volonté des auteurs de tester des modèles théoriques fondés sur le modèle d'inventaire à la Baumol (1952). Dans le cadre par exemple des modèles formels de Whitesell (1989), Santomero et Seater (1996) ou bien encore Shy et Tarkka (2002), les individus possèdent tous un même ensemble d'instruments de paiement pour régler une transaction. Dans le cadre de cette détention (choix exogènes), les consommateurs se posent alors l'unique question du choix optimal de l'usage de l'un des instruments de paiement. Influencées par ces travaux théoriques, les recherches empiriques se

sont donc naturellement concentrées sur l'étude des déterminants de la probabilité d'usage des instruments de paiement⁵. Trois ensembles de déterminants ont été principalement étudiés.

Le premier ensemble de déterminants est lié à l'*individu*. Carow and Staten (1999) montrent par exemple que les consommateurs ont une probabilité plus élevée d'utiliser le cash lorsque les individus sont moins diplômés, ont de plus faibles revenus et appartiennent à des classes d'âge moyennes. Mantel (2000) met en évidence également que la richesse des individus a un impact positif sur la probabilité d'usage des services électroniques de paiement de facture. Stavins (2001) confirme que la probabilité d'usage de différents instruments de paiement varie avec le revenu, le niveau d'éducation et le statut familial. De même, Hayashi et Klee (2003) montrent que l'usage des nouvelles technologies a un effet positif sur la probabilité d'usage de nouvelles formes de paiement électronique (carte de débit, services électroniques de paiement de facture). Enfin, Carow et Staten (1999) établissent que la détention d'un instrument de paiement par un individu influence l'usage de ces autres instruments de paiement. Ainsi, il apparaît que les consommateurs ont une probabilité plus élevée d'utiliser le cash lorsque ceux-ci détiennent plus de carte de crédit. De même, la probabilité d'utiliser une carte privative (de type station essence) diminue lorsque les individus détiennent une carte de crédit ou une carte de débit.

Le deuxième ensemble de déterminants est lié aux *caractéristiques des transactions* réalisées par les consommateurs. Dans le cadre de données de paiement des ménages hollandais sur la période 1990-1994, Boeschoten (1998) met en évidence le rôle de la valeur de la transaction sur l'usage du cash. L'auteur montre plus précisément que "*the probability that an amount which is 100 per cent higher is paid cash is about 20 to 30 percentage points lower (...)*" (Boeschoten 1998: 133). De même, Hayashi et Klee (2003) trouvent que les caractéristiques physiques des commerces (équipement en caisse de paiement, etc.) dans lesquels ont été réalisées les transactions influencent la probabilité d'usage d'un instrument de paiement. Enfin, Bounie et François (2006) mettent également en évidence l'influence du type de contact (point de vente, Internet, automate, etc.), du type de bien et des restrictions des choix au point de vente sur la probabilité d'usage du chèque, de la carte bancaire et des espèces.

⁵ Hayashi et Klee (2003) soulignent que de précédentes recherches sur l'adoption technologique dans d'autres secteurs indiquent que la propension à adopter une nouvelle technologie peut être liée à l'adoption d'une autre nouvelle technologie.

Un troisième ensemble de variables est lié aux *caractéristiques des instruments de paiement*. Rysman (2006) teste l'impact du développement des réseaux de carte sur l'usage des cartes de paiement. A l'aide d'une mesure géographique d'acceptation des cartes chez les commerçants, l'auteur met en évidence une corrélation positive entre l'usage des cartes et l'acceptation des marchands. Stavins (2001) montre également que la localisation géographique des individus n'est pas sans influence sur l'usage des instruments de paiement confirmant alors une influence potentielle des externalités de réseau ; en particulier, l'auteur établit que l'usage d'un instrument de paiement par le reste de la population résidant dans la même zone géographique affecte significativement l'usage des instruments des personnes interrogées. Dans le cadre de plusieurs études sur données agrégées, Humphrey, Pulley et Vesala (1996), Humphrey, Kim et Vale (2001) et Bolt et *al.* (2006) étudient l'influence du prix des instruments de paiement sur leur usage ; les études conduisent à des résultats contrastés. Enfin, Mantel (2000) montre que les instruments qui permettent un contrôle et un suivi des dépenses, préservent l'anonymat, etc. ont un impact positif sur la probabilité d'usage des services électroniques de paiement de facture.

3 Une description des comportements de détention et d'usage de la carte de débit en France

L'analyse empirique conduite dans cette partie repose sur des données collectées par sondage auprès d'un échantillon représentatif de la population française. Après une brève présentation des spécificités organisationnelles du marché français de la carte de débit, nous présentons la méthodologie de recueil des données et nous commentons les principaux résultats en matière de détention et d'usage de la carte de débit. Cette partie constitue une analyse exploratoire à l'analyse économétrique proposée dans la section suivante.

3.1 L'organisation du marché français de la carte de débit

Le marché français de la carte de débit est caractérisé par une interbancaire totale dans les paiements et les retraits sur le territoire national⁶. L'ensemble des émetteurs de carte bancaire se sont en effet regroupés en 1984 au sein d'un Groupement d'Intérêt Economique – le Groupement des Cartes Bancaires « CB » – afin d'harmoniser sur l'ensemble du territoire

⁶ American Express émet également des cartes de débit en France. Mais son émission reste très marginale.

français les modalités d'usage des cartes de paiement. Le Groupement des Cartes Bancaires « CB » rassemble au 7 avril 2006, 149 banques. Le Groupement est en charge de définir les normes techniques et les règles contractuelles liant les membres et leurs clients, de gérer les autorisations des transactions entre les membres, de procéder aux agréments de matériel (terminal de paiement électronique, etc.), et d'assurer la sécurité, la promotion et la représentation du système CB. En revanche, le Groupement n'est pas en charge des activités opérationnelles liées aux cartes CB, qui restent du ressort des établissements bancaires. Ce sont les Membres du Groupement qui émettent les cartes bancaires, qui affilient les commerçants et qui installent les distributeurs automatiques de billets. Chaque membre du Groupement développe librement sa propre politique commerciale à des porteurs et des commerçants. Le Groupement n'a pas le statut d'établissement de crédit et ne peut donc pas émettre des cartes de paiement ni gérer des comptes de clients.

Le résultat de cette interbancaire est qu'un porteur d'une banque membre du réseau CB peut donc régler par carte de débit un achat auprès d'un marchand adhérent au réseau CB et ce quelles que soient la banque du client. De même, le porteur d'une carte bancaire « CB » peut retirer des billets auprès de n'importe quel distributeur automatique de billets appartenant à une banque membre du réseau des cartes bancaires « CB ».

En 2005, le parc de cartes de débit émises par les banques membres du Groupement des Cartes Bancaires « CB » s'élève à 51 millions de cartes. Un porteur CB a réalisé au cours de l'année 2005 environ 103 paiements et 25 retraits en moyenne. Au total, près de 5 milliards de paiements par carte CB ont été réalisés et près de 1,3 milliard de retraits pour une valeur de 236,8 milliards d'euros de paiements et 88,6 milliards d'euros de retraits. Après les espèces, la carte de débit est l'instrument de paiement le plus utilisé dans les paiements (Bounie et François, 2006). Ce constat nous conduit donc à nous interroger sur les logiques de détention et d'usage de la carte de débit au niveau individuel.

3.2 Description et méthodologie du sondage

Pour comprendre les logiques individuelles de détention et d'usage de la carte de débit, nous avons réalisé un sondage en deux étapes au cours des mois de mars à mai 2005 auprès de 1 447 individus âgés de 18 ans et plus et représentatifs de la population française⁷.

⁷ Le recrutement des personnes a été réalisé directement en face à face auprès d'un échantillon encore vierge de toute panélisation antérieure. Les personnes interrogées acceptaient au préalable de répondre non

Premièrement, nous avons soumis un questionnaire à notre échantillon en vue de collecter, d'une part, des informations relatives aux services bancaires et aux instruments de paiement détenus par les individus et d'obtenir, d'autre part, des données socio-économiques et démographiques sur les personnes (revenu, profession, etc.). Deuxièmement, nous avons proposé à chaque personne interrogée de remplir sur une période de huit jours, un document appelé « relevé quotidien des dépenses ». Ce document est un carnet sur lequel la personne reporte quotidiennement toutes les informations relatives aux achats qu'elle a effectués durant la journée⁸. Un achat est caractérisé par six informations à relever par l'individu : la valeur, le type de bien ou service acheté, le type de commerce dans lequel l'achat s'est effectué, le type de contact utilisé (face-à-face, Internet, etc.), le choix ou non de l'instrument de paiement et, enfin, l'instrument de paiement utilisé. Sur les 1447 personnes interrogées, 1 392 individus ont rempli le relevé quotidien des dépenses. Au final, nous disposons de plus de 19 000 transactions, dont environ 16 700 ont été correctement renseignées.

Les deux éléments du sondage nous permettent de mettre en correspondance, d'une part, l'équipement bancaire et les caractéristiques des individus et, d'autre part, leur structure de consommation et leurs usages des instruments de paiement.

3.3 La détention de la carte de débit

Dans la mesure où nous avons besoin de l'information sur les comportements de paiement, nous restreignons l'échantillon aux 1392 individus qui ont renvoyé le questionnaire⁹. Parmi ces 1392 personnes, 1156 possèdent au moins une carte de débit¹⁰, ce qui représente 83% de l'échantillon de départ (Figure 1).

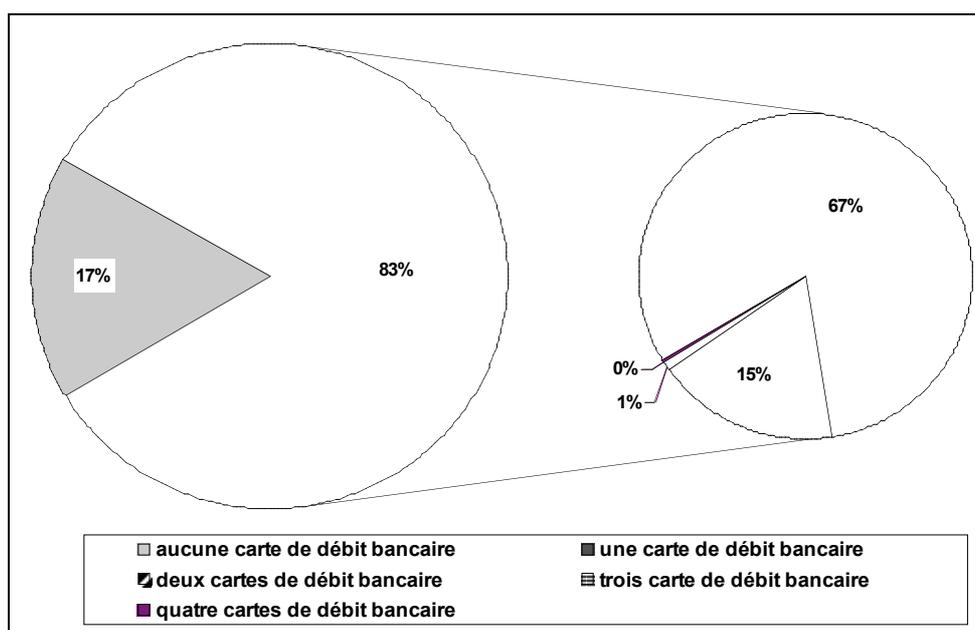
seulement au questionnaire mais également de remplir le relevé des dépenses. L'échantillon interrogé a été constitué selon la méthode des quotas. Des personnes de neuf régions appartenant à cinq catégories d'agglomérations ont été recrutées (moins de 2 000 habitants, de 2 000 à 20 000 habitants, de 20 000 à 100 000 habitants, plus de 100 000 habitants, région parisienne). Les régions considérées sont les neuf régions ZEAT (Zones d'Études et d'Aménagement du Territoire) définies par l'INSEE. Le résultat du croisement de la région et de l'agglomération est représenté dans l'échantillon au prorata de son poids démographique. La représentativité de l'échantillon a été contrôlée à partir des variables de quota suivantes : le sexe de l'interviewé croisé par Actif / Inactif (afin d'éviter une surreprésentation des « femmes » au sein des « inactifs ») ; l'âge de l'interviewé en cinq classes ; la catégorie socioprofessionnelle de la personne en 8 classes en distinguant les retraités des autres inactifs ; le type d'habitat (logement individuel ou collectif).

⁸ Sont exclus de ce relevé, les dépenses professionnelles (frais de déplacement, ...) et les paiements de factures.

⁹ Pour une présentation complète des résultats du sondage, voir Bounie, Bourreau, François et Verdier (2006).

¹⁰ Sont exclus de notre étude les cartes de retrait qui n'ont pas de fonction de paiement, les cartes bancaires de crédit, qui en plus d'être peu nombreuses connaissent en France des spécificités de détention et d'usage importantes par rapport aux cartes de débit (voir Bounie et *al.* (2006)), les cartes de paiement émises par des

Figure 1 : Possession de carte de débit émise par des établissements bancaires



La multi-détention de carte de débit est plutôt rare puisque 67% de l'échantillon n'en possède qu'une seule – soit 81% de l'ensemble des détenteurs de carte –, 15% en possède deux – soit 17,8% de l'ensemble des détenteurs de carte –, et moins de 1% en possède respectivement 3 et 4 (soit 9 et 4 personnes).

Les caractéristiques de la carte de débit principale correspondent majoritairement à une carte à débit immédiat (75,6% des détenteurs) et à une carte de gamme classique (90,4% des détenteurs).

3.4 L'usage de la carte de débit

L'usage de la carte de débit révélé par notre sondage peut s'analyser à deux niveaux : un niveau global portant sur un échantillon représentatif de la population française et un niveau individuel d'usage de la carte de débit durant la semaine d'étude.

3.4.1 L'usage de la carte de débit au niveau de l'échantillon

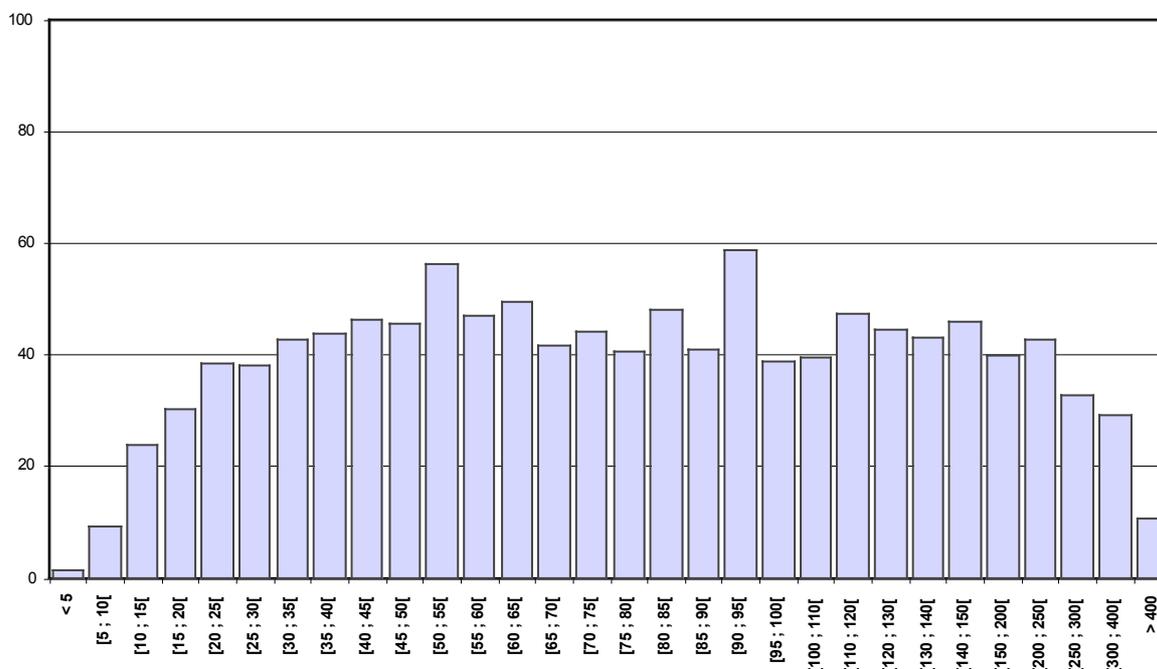
Le paiement par carte de débit des transactions enregistrées par les interviewés représente 21% des achats, soit un peu plus de 3500 transactions, et 36% du montant total des

établissements financiers spécialisés et des magasins et enseignes qui ont des caractéristiques de carte de crédit.

achats, soit un peu plus de 164 000 euros¹¹. Le paiement moyen est de 47,5 euros, le paiement médian de 33 euros, contre 10,5 euros pour la totalité des transactions. De plus, les paiements en carte de débit sont plutôt dispersés puisqu'ils connaissent un minimum de 70 centimes, un maximum de 926 euros, et un écart-type de 51 euros. Il en résulte un coefficient de variation légèrement supérieur à un.

En outre, les paiements par carte de débit sont plus présents pour les transactions à valeur moyenne (Figure 2). En effet, la part de cet instrument est supérieure à 40% et prédominante sur les autres instruments de paiement pour les valeurs comprises entre 20 et 200 euros¹².

Figure 2 : Proportion des transactions réglées par carte de débit selon le montant de la transaction



Si la carte de débit est principalement utilisée pour les valeurs moyennes, elle est également l'instrument privilégié dans certains commerces. En particulier, elle représente 45% des achats en volume (et 52% en valeur) réalisés dans des grands magasins et grandes enseignes. De même, 41% des achats effectués dans les grandes surfaces et 47% des montants

¹¹ Il est à noter que nous avons exclus 26 achats dont la valeur était supérieure à 1000 euros. En effet, le caractère extraordinaire de ces dépenses et leur importance en valeur pesait inconsiderablement sur les statistiques.

¹² Pour une analyse plus détaillée de la répartition des instruments de paiement selon les valeurs de transaction, voir Bounie et François (2006).

qui y sont dépensés, sont payés à l'aide d'une carte de débit. De la même manière, ces deux types de commerce représentent 58% du volume et 63% de la valeur des achats réglés par carte de débit. Ce constat s'explique en partie par les efforts de ces grandes chaînes de magasin pour inciter les paiements par carte (Bounie et François 2006).

3.4.2 L'usage individuel de la carte de débit

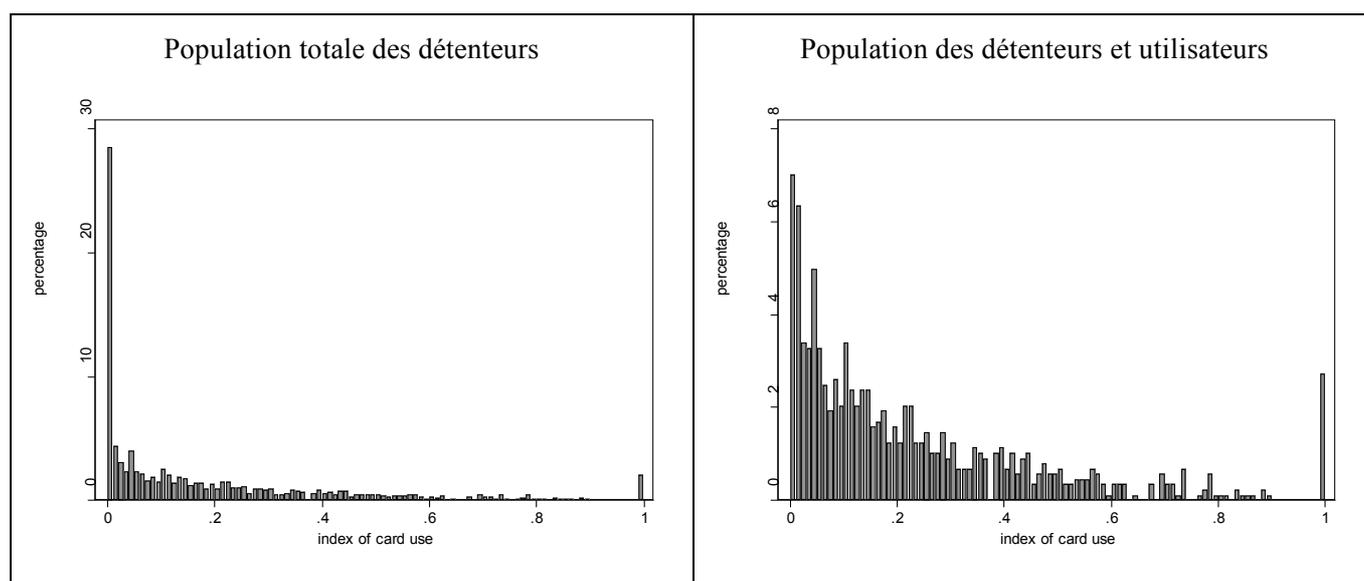
Au niveau individuel, les personnes règlent en moyenne à l'aide de leur carte de débit 2,5 achats sur la semaine. L'utilisateur le plus intensif de la carte de débit en réalise 21. En valeur, 118 euros sont dépensés et réglés par carte de débit, avec un maximum de 1452 euros sur la semaine. Rapporté au nombre total d'achats ou à la valeur totale des achats par individu interviewés, la carte de débit représente en moyenne 22% des achats et 34% de la valeur des achats.

À partir de ces deux dimensions de l'usage de la carte de débit, nous pouvons construire pour chaque personne 'i' de l'échantillon un indice d'intensité d'usage combinant les volumes et les valeurs d'usage. L'indice peut se définir de la manière suivante :

$$I_{total}^i = I_{volume}^i \times I_{valeur}^i = \frac{\text{Nb achats en CB}}{\text{Nb achats total}} \times \frac{\text{Valeur achats en CB}}{\text{Val achats totale}} \text{ avec } I_{total}^i \in [0;1]$$

En prenant en compte l'ensemble des détenteurs d'une carte de débit (Figure 3), on constate que la classe modale est celle des individus dont l'indice d'usage est inférieur à 0,1. En effet, parmi les détenteurs, 273 personnes soit 24%, n'ont pas utilisé leur carte de débit au cours de la semaine. Si l'on exclut maintenant les personnes qui n'ont pas utilisé leur carte, la distribution apparaît plus uniforme, même si la première classe (indice entre 0 et 0,1) reste la classe modale. De plus, les fréquences décroissent au fur et à mesure que la valeur de l'indice augmente et deviennent même nulles entre 0,9 et 0,99. Toutefois, il est à noter qu'environ 3% des utilisateurs ont réglé la totalité de leurs achats avec leur carte de débit ($I_{total}^i=1$).

Figure 3 : Distribution de l'indice d'usage de la carte de débit



Cette description de la distribution de l'indice nous conduit à prendre en compte deux éléments importants dans l'usage de la carte de débit. D'une part, il s'agit d'explicitier le fait pour un individu d'utiliser ou non sa carte de débit durant la semaine du sondage. D'autre part, il s'agit pour les individus l'utilisant au moins une fois d'analyser leur intensité d'usage. Dans la partie qui suit nous proposons d'explicitier formellement les déterminants de la détention et de l'usage de la carte de débit pour un individu. Cette partie constitue la base de l'analyse économétrique.

4 Un modèle d'adoption et d'usage de la carte de débit

Le modèle est articulé autour de deux décisions prises séquentiellement par un individu. Premièrement, un individu décide de détenir ou non une carte de débit, puis, deuxièmement, lorsqu'il en détient une, il décide de l'usage ou non de cette carte. Dans cette section, nous commençons donc par étudier la décision d'utiliser ou non une carte de débit pour réaliser une transaction donnée. Puis, étant donné l'usage d'une carte que peut anticiper un consommateur donné, nous analysons sa décision d'en détenir une ou non.

4.1 Le choix d'usage de la carte de débit

Nous considérons qu'un consommateur est identifié par les caractéristiques individuelles suivantes :

- Son revenu, noté R .
- Sa propension à consommer, notée θ ; il s'agit de la propension du consommateur à allouer son revenu à l'achat de biens de consommation (plutôt que d'épargner).
- Son coût d'opportunité du temps, noté c , à l'équilibre du partage travail-loisir ; il s'agit de la « valeur du temps » pour le consommateur lors de la réalisation d'une transaction.
- Sa capacité d'apprentissage, notée α ; il s'agit de la capacité du consommateur à utiliser facilement un dispositif technique, et en particulier un dispositif de paiement.
- Son coût d'utilisation de la carte (par unité de valeur), noté λ ; ce coût inclut le coût financier d'usage de la carte et la probabilité d'une perte ou d'un vol de la carte ; le coût d'usage peut être nul, strictement négatif dans le cas d'un système de fidélisation ou lorsque le consommateur dispose d'une carte à débit différé ou strictement positif dans le cas d'une carte de crédit.
- Sa préférence horizontale pour la carte de débit par rapport aux autres instruments de paiement, notée x ; il s'agit d'une préférence toutes choses égales par ailleurs.

Etant donné ces caractéristiques individuelles, nous supposons que la valeur totale des biens consommés par le consommateur sur une période de référence est égale à $V(\theta, R)$, avec $V_\theta \geq 0$ et $V_R \geq 0$. Autrement dit, la valeur totale augmente avec le revenu (R) et la propension à consommer (θ).

Par ailleurs, le nombre d'achats réalisés par le consommateur est égal à $N(R, c)$ avec $N_R \geq 0$ et $N_c \leq 0$: le nombre d'achats augmente avec le revenu, mais diminue avec le coût d'opportunité du temps. C'est parce que, toutes choses égales par ailleurs, un consommateur avec un fort coût d'opportunité du temps va chercher à concentrer ses achats pour minimiser le coût du temps passé à les réaliser. On remarquera qu'une augmentation du revenu a deux effets simultanés :

- le nombre d'achats augmente (effet d'augmentation de la variété des biens ou services consommés)
- la valeur totale des achats augmente (effet revenu sur un type d'achat donné).

Par conséquent, la valeur moyenne d'un achat, $v = V/N$, peut soit augmenter soit diminuer avec le revenu, suivant lequel des effets revenu et variété domine.

Enfin, le temps passé pour réaliser une transaction par carte est égal à $\tau(N, \alpha)$, avec $\tau_N \leq 0$ et $\tau_\alpha \leq 0$. Autrement dit, plus le consommateur réalise des transactions par carte, plus le temps d'utilisation d'une carte est faible (effet d'expérience) et plus sa capacité à utiliser un dispositif technique est forte, plus ce temps est réduit également.

Nous avons décrit les hypothèses de notre modélisation pour le consommateur. Au niveau des marchands, nous supposons simplement que les commerçants peuvent investir pour augmenter la « qualité » d'une transaction. Nous noterons $q(v)$ la qualité de transaction obtenue. Il peut s'agir d'un effort de réduction du temps de transaction, d'une amélioration du service qui entoure la transaction (ticket, sécurité du paiement), etc. Nous supposons que $q_v \geq 0$: à l'équilibre, un marchand investira d'autant plus que la valeur moyenne des transactions qu'il traite est élevée.

Nous pouvons maintenant analyser la décision d'usage du consommateur.

Pour réaliser une transaction, le consommateur peut soit utiliser sa carte, soit utiliser un autre instrument de paiement. En suivant le modèle de Shy et Tarkka (2002), on peut considérer que le coût d'usage d'un instrument de paiement i s'écrit de manière générale sous la forme $\tau_i + \lambda_i v$, où τ_i représente le temps nécessaire pour payer avec cet instrument et λ_i le coût d'usage de l'instrument (qui peut être nul, négatif ou positif). Par exemple, dans le cas des espèces, Shy et Tarkka (2002) considèrent que λ_i est la somme du taux de rémunération des dépôts et de la probabilité d'une perte ou d'un vol d'espèces.

Dans la suite, on notera τ^* et λ^* le temps de transaction et le coût *ad valorem* pour l'instrument de paiement alternatif pour le consommateur. Nous notons $q^*(v)$ la réduction de temps de transaction pour cet instrument de paiement.

Le consommateur choisit d'utiliser sa carte de débit pour une transaction donnée de valeur v si :

$$\tau c + \lambda v - q(v) \leq \tau^* c + \lambda^* v - q^*(v).$$

En supposant (comme Shy et Tarkka (2002)) que $\lambda < \lambda^*$, le consommateur choisit d'utiliser sa carte si :

$$v = \frac{V(\theta, R)}{N(R, c)} \geq \frac{c[\tau(N, \alpha) - \tau^*] - [q(v) - q^*(v)]}{\lambda - \lambda^*} x, \quad (1)$$

sous réserve que le marchand accepte la carte.

Cette équation permet de montrer les points suivants :

- i. Une augmentation du revenu de l'individu a un effet ambigu sur l'intensité d'usage de la carte. En effet, quand R augmente, V augmente mais N aussi. Donc la variation de v est indéterminée.
- ii. Une augmentation de la propension à consommer, θ , a un effet positif sur l'intensité d'usage de la carte.
- iii. Une augmentation du coût d'opportunité du temps a un effet ambigu :
 - a. Le nombre de transactions N diminue, ce qui tend à augmenter l'intensité d'usage de la carte.
 - b. Si la carte est moins « pratique » que l'instrument de paiement alternatif pour l'individu, c'est-à-dire si $\tau(N, \alpha) - \tau^* > 0$, alors l'intensité d'usage de la carte diminue.
 - c. Comme v augmente, $q(v)$ et $q^*(v)$ augmentent. Cependant, on peut supposer que les efforts du marchand ont plus d'effet sur le temps de transaction avec une carte qu'avec les espèces ou le chèque. Si c'est le cas, alors une augmentation de v peut augmenter la différence $q(v) - q^*(v)$ et donc l'intensité d'usage de la carte.
- iv. Une augmentation de α réduit la partie droite de l'équation et donc augmente l'intensité d'usage de la carte.
- v. Une diminution de λ (par exemple, par le passage d'une carte à débit immédiat à une carte à débit différé) augmente l'intensité d'usage de la carte.
- vi. Une augmentation de la préférence horizontale pour la carte, x , augmente l'intensité d'usage de la carte.
- vii. Enfin, une augmentation de l'investissement du marchand, $q(v)$, augmente l'intensité d'usage de la carte.

4.2 Le choix de détention de la carte de débit

Nous nous intéressons maintenant au choix de détention d'une carte de débit du consommateur. Nous notons f le prix d'une carte de débit, ω l'ensemble des caractéristiques de l'individu que nous avons définies plus haut ($\omega = (R, \theta, c, \alpha, x)$), I l'intensité d'usage de la carte de cet individu.

Le consommateur ω décide de détenir une carte si son utilité liée à la carte, U , est supérieure au prix f .

Nous supposons que cette utilité peut s'écrire :

$$U = U_{retrait} + U_{paiement} + U_0.$$

Le premier terme, $U_{retrait}$, représente l'utilité liée à l'usage de la carte comme instrument de retrait d'espèces. Le deuxième terme, $U_{paiement}$, représente l'utilité liée à l'usage de la carte comme instrument de paiement. Enfin, le troisième terme, U_0 , est une utilité fixe obtenue quel que soit le comportement de retrait et de paiement.

Nous supposons que :

$$U_{retrait} = U_{retrait}(I(\omega, TPE), DAB, \alpha, R),$$

où $U_{retrait}$ augmente avec DAB (nombre de Distributeurs automatiques de paiement), α et R et peut soit diminuer avec I (si la carte se substitue au cash) ou augmenter avec I (si la carte se substitue à d'autres instruments de paiement que le cash, au bénéfice du cash ou si l'usage de la carte pour les paiements augmente la préférence pour des retraits de cash au DAB plutôt qu'au guichet bancaire).

Par ailleurs, nous supposons que :

$$U_{paiement} = U_{paiement}(I(\omega, TPE)E(N, V), R),$$

où $E(N, V)$ représente les économies réalisées par le consommateur en utilisant la carte plutôt que l'instrument de paiement alternatif pour une transaction donnée,

$$E = (\tau - \tau^* + \lambda v - \lambda^* v)N = (\tau - \tau^*)N + (\lambda - \lambda^*)V$$

et $U_{paiement}$ augmente avec IE (plus les économies réalisées sur l'ensemble des transactions, IxE sont importantes, plus l'utilité du consommateur est élevée) et R .

Le consommateur choisit donc de détenir une carte de débit si et seulement si :

$$U_{retrait}(I(\omega, TPE), DAB, \alpha, R) + U_{paiement}(I(\omega, TPE)E(N, V), R) + U_0 \geq f. \quad (2)$$

On peut voir que la variable DAB influence positivement le choix de détention. Par contre, les caractéristiques individuelles du consommateur n'influencent pas les décisions d'usage et de détention nécessairement de la même façon.

1^{er} cas : $U_{retrait}$ augmente avec I

Dans ce cas, comme $U_{retrait}$ augmente avec I tandis que $U_{paiement}$ diminue avec I , l'effet d'une variable individuelle qui affecterait I sur la décision de détention est indéterminé (c'est-à-dire a priori positif ou négatif).

2^{ème} cas : $U_{retrait}$ diminue avec I

Dans ce cas :

- R a un effet indéterminé (car R a un effet indéterminé sur I)
- θ a un effet positif (car θ augmente I et E)
- c a un effet indéterminé (car l'effet de c sur I est indéterminé)
- α influence positivement la décision de détention, car α influence positivement I et

$U_{retrait}$

- x influence positivement la décision de détention
- TPE influence positivement la décision de détention

5 Les déterminants de la détention et de l'usage de la carte de débit : analyses économétriques

Notre démarche économétrique cherche à mettre en évidence l'influence des déterminants de la détention et de l'usage de la carte de débit discutés dans la partie précédente. Nous cherchons en particulier à vérifier si les déterminants de la détention d'une carte de débit sont identiques à ceux de l'usage. Pour ce faire, nous discutons dans un premier temps les objectifs des estimations, à savoir la probabilité de détention d'une carte de débit, la probabilité d'usage de la carte de débit durant la semaine et, enfin, l'intensité d'usage. Dans un deuxième temps, nous présentons les variables explicatives qui sont, à quelques exceptions près, identiques pour les trois analyses. Enfin, dans un dernier temps, nous mettons en perspective les résultats des estimations.

5.1 Les objectifs des estimations

Deux études économétriques sont réalisées successivement. La première porte sur la probabilité de détention d'une carte de débit. La seconde porte sur la probabilité et l'intensité d'usage d'une carte de débit.

5.1.1 La probabilité de détention d'une carte de débit

Dans un premier temps, il s'agit d'estimer la probabilité de détention d'au moins une carte de débit. Pour cela, nous nous appuyons sur un échantillon de 1392 personnes et nous utilisons un modèle *logit*. Nous supposons que le choix de détenir une carte de débit est le résultat d'un arbitrage coûts/bénéfices pour un individu à l'image de l'équation (2) précédente et dont la différence est donnée par y^* définie par :

$$y^* = x\beta + \varepsilon$$

$x'\beta$ est la fonction index avec le vecteur x et ε est le terme d'erreur (de moyenne nulle) qui suit une distribution logistique standardisée avec une variance connue égale à $\frac{\pi^2}{3}$. Comme y^* n'est pas directement observée, on ne connaît que la détention ou non d'une carte avec :

$$holdCB^i = 1 \text{ si } y^* > 0$$

$$holdCB^i = 0 \text{ si } y^* \leq 0$$

La probabilité de détenir une carte de débit se définit ainsi comme :

$$\text{Prob}(holdCB^i = 1 | x) = \frac{e^{x\beta}}{1 + e^{x\beta}}$$

L'estimation de la fonction de probabilité se fait par le maximum de vraisemblance. En outre, les individus peuvent être regroupés selon le réseau bancaire auquel ils appartiennent. Or il est possible qu'il existe des spécificités dans les politiques commerciales de distribution des instruments de paiement des banques. Il est ainsi possible qu'il existe des corrélations inobservées à l'intérieur des réseaux bancaires. Pour contrôler ces effets, nous utiliserons la méthode de correction de « *clustering* » qui s'appuie sur une matrice « *cluster-robust* » de la variance.

5.1.2 La probabilité et l'intensité d'usage de la carte de débit

A l'image de la détention, il est intéressant dans une perspective comparative d'analyser les déterminants de l'usage de la carte de débit. En premier lieu et pour éliminer le biais de sélection que représente la possession d'une carte de débit, la population d'étude est celle des 1156 personnes détentrices d'au moins une carte de débit.

Or il est possible que cette sélection des individus au sein de l'échantillon pèse sur la qualité des estimations via une perturbation du terme d'erreur. Pour nous en assurer, nous avons réalisé une estimation de la probabilité d'usage de la carte de débit en la corrigeant de la condition de détention d'une carte à l'aide de la méthode d'Heckman du *probit* avec sélection (voir annexe 2). Le résultat est sans ambiguïté puisqu'il apparaît que la covariance entre les deux termes d'erreur estimée indirectement à partir de la fonction de maximum de vraisemblance n'est pas significativement différente de zéro, et que donc la procédure d'Heckman ne se distingue pas d'une estimation séparée de la probabilité d'usage sur le sous échantillon des détenteurs de cartes bancaires.

Par ailleurs, l'analyse descriptive précédente sur les usages de la carte de débit a montré que la variable d'intensité d'usage est censurée : une partie importante des détenteurs de carte (24% pour être précis) ne l'utilise pas durant la semaine d'étude et connaît donc un indice d'usage nul¹³. Par conséquent, il est nécessaire de distinguer le fait d'utiliser au moins une fois sa carte durant la semaine de l'intensité d'usage de la carte durant la semaine. Ainsi, la variable binaire d'utilisation de la carte durant la semaine peut être définie pour un individu i par :

$$UseCB^i = 1 \text{ si } I_{total}^i > 0 \text{ et } UseCB^i = 0 \text{ sinon}$$

Deux niveaux de choix de la part des individus de l'échantillon peuvent être distingués. Le premier niveau, appelé équation de décision (ou de sélection) par la suite, correspond au fait que la personne a décidé ou non d'utiliser sa carte durant la semaine (variable UseCB). Le second niveau, appelé équation de niveau (ou de résultat, *outcome*), correspond à l'intensité de cet usage durant la semaine et est représenté par la variable d'intensité décrite précédemment.

¹³ De plus, trois individus ne réalisent aucun achat durant la semaine.

Plusieurs méthodes économétriques peuvent être employées afin d'estimer la probabilité et l'intensité d'usage¹⁴. L'enjeu est de prendre en compte l'éventualité d'une corrélation des termes des erreurs entre les deux équations décrites. En plus d'une régression classique par les moindres carrés ordinaires (MCO) en considérant les valeurs nulles de l'indice d'usage comme des observations normales, nous présenterons simultanément plusieurs estimations utilisant différents modèles économétriques.

Un modèle tobit d'intensité d'usage

Avec le modèle *tobit* (ou modèle de régression normale censurée), il s'agit de prendre en compte la censure des données concernant l'intensité d'usage en supposant qu'à la fois les déterminants et les effets des déterminants sont identiques pour la probabilité d'usage de la carte durant la semaine et pour l'intensité de son usage (Tobin 1958). Le modèle *tobit* peut se définir de la manière suivante :

$$I_{total}^i = X^i \beta + \varepsilon^i \text{ avec } \varepsilon^i : N[0, \sigma^2].$$

L'indice d'usage de la carte de débit peut être défini ainsi :

$$I_{total}^i = \begin{cases} I_{total}^i & \text{if } UseCB^i = 1 \\ 0 & \text{if } UseCB^i = 0 \end{cases}$$

L'estimation du modèle *tobit* se fait via la fonction du log du maximum de vraisemblance qui est donnée par :

$$LnL = \sum_{i=1}^N \left\{ UseCB^i \left(-\frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} (UseCB^i - X^i \beta)^2 \right) + (1 - UseCB^i) \ln \left(1 - \Phi \left(\frac{X^i \beta}{\sigma} \right) \right) \right\}.$$

Cependant, le modèle *tobit* d'estimation sur données censurées connaît plusieurs limites plus ou moins restrictives (Lin et Schmidt 1984). Les principales limites sont au nombre de deux. Premièrement, les variables explicatives doivent agir dans le même sens pour l'équation de décision et pour celle de niveau, c'est-à-dire sur la probabilité et sur l'intensité d'usage. Deuxièmement, il a été montré (Cragg 1971) que le modèle *tobit* est moins approprié pour les

¹⁴ Pour une présentation des méthodes économétriques sur les variables censurées et sur les échantillons sélectionnés, voir Amemiya (1984).

situations où l'absence d'observations de la variable dépendante est due à un choix explicite. Or il apparaît clairement que dans le cadre de notre étude l'absence de l'utilisation de la carte de débit s'explique par un choix délibéré et répété au cours de la semaine d'étude. Pour ces raisons, d'autres modèles peuvent être utilisés.

Un modèle en deux-parties : de la probabilité à l'intensité de l'usage

Il est en effet nécessaire de vérifier l'hypothèse sous-jacente au modèle *tobit* de similarité des déterminants de la probabilité et d'intensité d'usage de la carte de débit. De plus, il peut exister un biais de sélection des individus dans l'usage de leur carte de débit. Pour répondre à ces deux problèmes, nous présentons également deux modèles qui contrôlent l'impact de la condition d'usage durant la semaine sur l'intensité d'usage : un modèle naïf en deux-parties (*two-part model*, TPM) et un modèle de sélection d'Heckman en deux étapes.

Le premier modèle (TPM) suppose que les effets des déterminants peuvent être différents sur la probabilité d'usage et sur l'intensité d'usage de la carte de débit. Il s'agit dans une première étape d'estimer la probabilité d'usage sur l'ensemble de la population des détenteurs à l'aide d'un modèle *probit*, puis dans une seconde étape de régresser le logarithme de l'indice d'usage pour la sous population des consommateurs ayant utilisés au moins une fois leur carte durant la semaine à l'aide des MCO.

De manière plus formelle (Cragg 1971), le TPM peut être présenté comme une décomposition en deux équations de l'usage de la carte de débit. La première équation est celle de la probabilité d'usage :

$$UseCB^i = X^i \beta_{use} + \varepsilon_{use}^i$$

La variable dépendante étant une variable binaire, nous utilisons le modèle *probit* et le maximum de vraisemblance comme procédure d'estimation. Le modèle probit permet de déterminer la fonction de probabilité suivante :

$$prob(UseCB^i = 1) = \Phi \left(\sum_{k=0}^K X^{ik} \beta_{use}^k \right),$$

Φ étant la fonction de distribution cumulée d'une distribution normale.

Le maximum de vraisemblance de la fonction est donné par :

$$L(UseCB^i, X, \beta_{use}) = \prod_{i=1}^N [\Phi(X^i \beta_{use})]^{UseCB^i} [1 - \Phi(X^i \beta_{use})]^{1 - UseCB^i}.$$

La seconde équation est celle de l'intensité d'usage de la carte de débit mesurée au travers de la variable définie précédemment et qui peut être estimée à partir de l'équation suivante :

$$\log(I_{total}^i | UseCB_i > 0) = X^i \beta_{ind}^i + \varepsilon_{ind}^i,$$

lorsque l'échantillon est réduit aux seuls utilisateurs de la carte de débit. Toute la question est de savoir si le terme des erreurs de la seconde équation est corrélé avec le terme des erreurs de la première (*cf. infra*).

L'usage du TPM soulève une interrogation quant à l'exploitation des résultats concernant l'équation de niveau et plus généralement le calcul des élasticités ou des effets marginaux qui en sont déduits. Suivant Puhani (2000), trois démarches sont possibles.

La première considère que l'intérêt des estimations réside principalement dans l'exploitation des valeurs conditionnelles (dans notre cas, l'intensité d'usage conditionnellement à la probabilité d'usage) plutôt que les valeurs inconditionnelles. Alors, les effets marginaux conditionnels peuvent être déduits des estimations à partir de la valeur attendue de l'intensité par la méthode non paramétrique de « *smearing* »¹⁵:

$$E[I_{total}^i] = \hat{P}(UseCB^i) \exp(X^i \hat{\beta}_{ind}^i) \frac{\sum [\exp(\ln(I_{total}^i) - X^i \hat{\beta}_{ind}^i)]}{n},$$

où $\hat{P}(UseCB^i)$ est la probabilité estimée que l'individu i utilise sa carte de débit obtenue à partir de l'estimation *probit* de l'équation de sélection, $\exp(X^i \hat{\beta}_{ind}^i)$ est l'exponentiel de la valeur de l'indice calculée à partir des coefficients estimés, et $\frac{\sum [\exp(\ln(I_{total}^i) - X^i \hat{\beta}_{ind}^i)]}{n}$ la moyenne des exponentielles des résidus de l'équation de niveau. Cette méthode n'est valide que dans le cas où les termes d'erreur de l'équation de niveau sont distribués suivant une loi normale. De plus, elle est principalement utilisée pour estimer ou prévoir des montants conditionnels de demande.

¹⁵ Pour une présentation détaillée de la méthode, voir Duan *et al.* (1984) et Manning *et al.* (1987)

La deuxième démarche insiste sur la structure comportementale du modèle dans laquelle le processus de sélection est fondamental. La troisième approche est une interprétation brute des estimations qui interprète les coefficients directement obtenus dans l'estimation de l'équation de niveau (l'intensité d'usage) comme ceux d'une équation inconditionnelle de niveau (d'intensité d'usage).

Comme l'objectif de notre étude n'est pas de calculer l'intensité d'usage conditionnelle ou inconditionnelle de la carte de débit, mais plutôt de mettre en évidence les différences d'effets des déterminants, nous nous contenterons d'analyser les effets conditionnels des déterminants au travers des coefficients estimés dans l'équation de niveau. Pour autant, il est possible que la césure de la variable explicative d'intensité d'usage de la carte de débit provienne d'une auto-sélection des individus. Il est nécessaire de contrôler cette possibilité qui pourrait rendre les estimations biaisées à l'aide des travaux d'Heckman.

Un modèle de sélection d'Heckman : la probabilité et l'intensité d'usage sont-elles liées ?

Le second modèle – modèle d'Heckman – permet non seulement de lever l'hypothèse d'égalité des estimateurs entre la probabilité d'usage et l'usage mais également de contrôler l'existence d'un biais de sélection dans la population des utilisateurs. Le biais de sélection est lié au fait que les individus s'auto-sélectionnent par leur décision d'usage des instruments de paiement. Dit autrement, un biais de sélection est présent lorsque la censure n'est pas basée sur la valeur de la variable dépendante mais plutôt sur la valeur d'une variable qui est corrélée avec elle et que la variable dépendante de l'équation de niveau est corrélée avec des valeurs décrites par l'équation de choix (Davidson et McKinnon, 1993). Dans ce cas, il doit exister un biais d'omission de variable dans l'équation de niveau (Heckman, 1979) dont l'ampleur est donnée par l'inverse du ratio de Mills. L'introduction de cette variable dans l'équation de niveau permet de rendre efficace l'estimation par les MCO.

Le modèle en deux temps d'Heckman est constitué de la manière suivante. En premier lieu, il est nécessaire d'estimer la probabilité d'usage de la carte de débit durant la semaine au travers d'un modèle *probit*. L'estimation de l'usage de la carte est donnée par :

$$UseCB^i = X^i \beta_{use} + \varepsilon_{use}^i ,$$

l'estimation de la probabilité par un modèle *probit* est donnée par :

$$prob(UseCB^i = 1) = \Phi\left(\sum_{k=0}^K X^{ik} \beta_{use}^k\right),$$

Φ étant la fonction de distribution cumulée d'une distribution normale.

A partir de l'estimation, nous estimons l'inverse du ratio de Mills qui est défini de la manière suivante :

$$\lambda = \frac{\phi(X^i \beta_{use})}{\Phi(X^i \beta_{use})},$$

ϕ étant la fonction de densité de probabilité d'une distribution normale et Φ étant la fonction de distribution cumulée d'une distribution normale.

Le lambda estimé à partir de la première étape, la seconde étape consiste à réaliser l'estimation inconditionnelle (à l'usage de la carte de débit durant la semaine) de l'intensité d'usage. Cette estimation est obtenue par les moindres carrés ordinaires intégrant le lambda estimé comme variable explicative :

$$I_{total}^i = X^i \beta_{ind} + \rho \sigma \lambda^i + \varepsilon^i.$$

Comme il est difficile théoriquement de trouver des déterminants influant sur la probabilité d'usage sans impacter l'intensité d'usage (et *vice et versa*), nous utilisons les mêmes variables explicatives pour les deux équations. Rappelons que la question de l'existence d'un biais de sélection repose sur la significativité du coefficient associé à *lambda*. Si le coefficient n'est pas significativement différent de zéro, cela signifie que *rho* n'est pas significativement différent, c'est-à-dire que la covariance entre les termes d'erreur est nulle puisque les écart-types (*sigma*) sont par définition toujours positifs. Dit autrement, l'absence de significativité du coefficient traduit l'absence de biais de sélection dans l'usage de la carte de débit.

TPM vs Heckman modèle

Les analyses concernant les avantages et inconvénients respectifs des deux méthodes ne sont pas tranchées. Les débats ont deux dimensions (Puhani 2000). La première, théorique, tourne autour de la question de savoir si les termes d'erreur des deux équations (sélection et niveau) connaissent une distribution jointe et si les deux équations du TPM peuvent être toujours stochastiquement indépendantes. La seconde, empirique, cherche à savoir si une

méthode est supérieure à l'autre par notamment des simulations de Monte-Carlo. Les résultats tendent à montrer une supériorité relative du TPM sur le modèle de sélection d'Heckman (Duan et al ; 1984, Hay et al. 1987, Leung et al. 1996 et Puhani 2000). En effet, le modèle d'Heckman souffre de plusieurs difficultés. Tout d'abord, les valeurs nulles de la variable de décision sont assimilées à des variables manquantes. Ensuite, le ratio de Mills est très sensible à la colinéarité pouvant exister entre les deux équations. Ceci doit conduire à des procédures de restriction des variables explicatives entre les deux équations, la situation idéale étant de différencier totalement les variables indépendantes de l'équation de sélection de celles de l'équation de niveau. Leung et Shihiti (1996 : 201) concluent ainsi que « *les modèles avec peu de restriction d'exclusion, un haut degré de censure et une variabilité basse entre les régresseurs, ou une variance élevée du terme d'erreur de l'équation de choix peuvent contribuer à la colinéarité entre les régresseurs et l'inverse du ratio de Mills, rendant l'estimation en deux-étapes inefficace* ». Enfin, les coefficients estimés sont très sensibles aux hypothèses faites quant aux distributions des termes d'erreur de l'équation de sélection et de l'équation de niveau.

C'est pourquoi, Davidson et McKinnon (1993) recommandent d'utiliser la procédure d'Heckman en deux temps pour tester la présence ou non d'un biais de sélection via le coefficient estimé du ratio de Mills. Et en cas d'absence de biais, l'usage d'un TPM apparaît comme plus efficace et plus pertinent (Puhani 2000).

Dans notre étude, l'absence d'usage ne correspond pas à une absence d'observations mais bien à un choix effectué par l'individu. De plus, il n'est pas possible de trouver a priori une règle de restriction de présence des variables explicatives dans les deux équations. En effet, les déterminants de la probabilité d'usage de la carte durant la semaine sont identiques à ceux de l'intensité d'usage durant la semaine. Pour l'ensemble de ces raisons, nous présenterons simultanément un TPM et un modèle de sélection d'Heckman afin de valider ou non la présence d'un biais de sélection. Dans le cas d'absence de biais, il est alors préférable d'utiliser le TPM.

Quels que soient d'une part la variable expliquée (détention et probabilité et intensité d'usage) et, d'autre part, le modèle économétrique utilisé, les variables explicatives sont identiques à l'exception des caractéristiques de la détention et des cartes détenues qui ne sont logiquement introduites que pour analyser l'usage de la carte.

5.2 Les variables explicatives retenues

Les déterminants sélectionnés, identiques dans l'ensemble des estimations, peuvent être regroupés en 5 classes.

5.2.1 Les caractéristiques liées à la structure de consommation

La structure de consommation nous renseigne sur l'incidence des comportements d'achat de l'individu¹⁶. Les variables retenues sont la valeur totale des achats de l'individu réalisés durant la semaine, le nombre total des achats, et le fait de fréquenter durant la semaine une grande surface et/ou un grand magasin. Cette dernière variable peut prendre les valeurs zéro, un ou deux, selon que l'individu a fréquenté aucun, un ou les deux types de magasin. Elle permet de prendre en compte le fait que ce type de commerce cherche à promouvoir le paiement par carte.

Tableau 1 : Structure de consommation selon la détention et l'usage de la carte de débit

	Non détenteurs	Détenteurs	Détenteurs et non utilisateurs	Détenteurs et utilisateurs	Ensemble de la population
	N=236	N=1156	N=273	N=883	N=1392
Valeur totale des achats	$\bar{x} = 277 \text{ €}$ s = 270	$\bar{x} = 341 \text{ €}$ s = 278	$\bar{x} = 251 \text{ €}$ s = 233	$\bar{x} = 369 \text{ €}$ s = 285	$\bar{x} = 330 \text{ €}$ s = 278
Nombre total des achats	$\bar{x} = 11,3$ s = 6,3	$\bar{x} = 12,1$ s = 6,2	$\bar{x} = 10,5$ s = 6,0	$\bar{x} = 12,6$ s = 6,2	$\bar{x} = 12,0$ s = 6,2
Proportion de la population ayant fréquenté durant la semaine d'étude :					
Une grande surface	79%	83%	75%	85%	82%
Un grand magasin	32%	49%	35%	53%	46%

Note : \bar{x} est la moyenne et s est l'écart-type

La valeur totale des achats est plus importante pour le groupe des détenteurs que pour le groupe des non détenteurs (Tableau 1)¹⁷. De même, elle est plus élevée parmi les utilisateurs

¹⁶ Une présentation statistique des variables explicatives est donnée dans l'annexe 1.

¹⁷ La différence entre les deux moyennes est statistiquement significative ($t = -3,2505$ avec une probabilité de 0,0006 de se tromper en acceptant l'hypothèse alternative que la moyenne des détenteurs est supérieure à celle des non détenteurs du test d'égalité de moyenne avec égalité de variance), alors que la différence entre les variances ne l'est pas ($\text{Chi}^2 = 0,3705$ avec une probabilité de 0,54 de se tromper en rejetant l'hypothèse nulle d'égalité des variances entre les deux groupes).

que parmi les individus qui la détiennent sans l'utiliser durant la semaine d'étude¹⁸. En revanche, les différences relatives au nombre d'achats durant la semaine sont plus faibles¹⁹. Par ailleurs, il est à noter que la variance relative de la somme des achats réalisés durant la semaine est plus élevée que celle du nombre d'achats, les coefficients de variation étant toujours supérieurs à 0,7 dans le premier cas et toujours inférieurs à 0,6 dans le second.

Compte tenu de ces différences de comportement de consommation, on s'attend à ce que la valeur hebdomadaire totale des achats réalisés ait un impact positif sur la détention et sur l'usage de la carte. L'effet du nombre d'achats est plus difficile à distinguer *a priori* (cf. modèle *supra*). En revanche, la fréquentation d'une grande surface ou d'un grand magasin semble avoir une incidence positive à la fois sur la détention et sur l'usage.

5.2.2 Les caractéristiques sociodémographiques individuelles

Le second groupe de variables rassemble les caractéristiques du porteur de la carte. Suivant la littérature, nous avons introduit huit caractéristiques. En plus du sexe de la personne, nous avons introduit le logarithme de son âge afin de tester un effet non linéaire sur l'âge. En première analyse (Tableau 2), il apparaît que les femmes sont plus représentées parmi les personnes qui ne détiennent pas de carte de débit de paiement (61 % contre 57% de la population totale). En revanche, la proportion homme/femme pour les autres sous-populations ne semble pas différente de celle de la population totale. De la même manière, l'âge moyen est plus élevé dans la sous population des individus qui ne détiennent pas de carte de débit et dans la sous population des individus qui détiennent une carte mais ne l'utilisent pas durant la semaine (47 ans).

¹⁸ La différence entre les moyennes des deux groupes est statistiquement significative ($t=-6,89$ avec une probabilité nulle de se tromper en acceptant l'hypothèse alternative que le moyenne des utilisateurs est supérieure à celle des non utilisateurs du test de comparaison de moyenne avec variance différente), de même la différence de variance entre les deux groupes est également significativement différente de zéro ($\text{Chi}^2=15,22$ avec une probabilité nulle de se tromper en acceptant l'hypothèse nulle d'égalité des variances).

¹⁹ La différence de moyenne entre les détenteurs et les non-détenteurs n'est significativement différente de zéro qu'au seuil de 10% ($t=-1,704$) alors que celle entre les utilisateurs et les non-utilisateurs l'est au seuil de 0,01% ($t=-4,80$).

Tableau 2 : Caractéristiques sociodémographiques selon la détention et l'usage de la carte de débit

	Non détenteurs N=236	Détenteurs N=1156	Détenteurs et non utilisateurs N=273	Détenteurs et utilisateurs N=883	Ensemble de la population N=1392
Sexe					
Homme	39,0%	44,3%	42,1%	45,0%	43,4%
Femme	61,0%	55,7%	57,9%	55,0%	56,6%
Age	\bar{x} = 47 s = 18,3	\bar{x} = 44 s = 16,0	\bar{x} = 47 s = 17,1	\bar{x} = 43 s = 15,5	\bar{x} = 45 s = 16,4
Professions à « espèces »	3,8%	2,2%	1,1%	2,6%	2,5%
Diplôme					
Sans diplôme	28,4%	11,7%	19,8%	9,2%	14,5%
BEPC ou CEP	17,8%	15,2%	21,6%	13,2%	15,7%
CAP/BEP	33,9%	28,8%	31,5%	28,0%	29,7%
Bac/BacPro/BacTech	5,9%	19,2%	13,9%	20,8%	18,0%
1 ^{er} cycle	3,0%	12,4%	6,6%	14,2%	10,8%
2 ^{ème} et 3 ^{ème} cycle	5,1%	12,7%	6,6%	14,6%	11,4%
Revenu					
< 500 euros	20,4%	13,1%	14,3%	12,8%	14,4%
500 – 1000 €	31,4%	21,1%	28,2%	18,9%	22,4%
1000 – 1500 €	20,3%	26,4%	27,8%	25,9%	25,4%
1500 – 2000 €	5,5%	15,5%	11,7%	16,6%	13,8%
2000 – 2500 €	3,8%	6,2%	2,9%	7,2%	5,8%
2500 – 3000 €	2,1%	3,5%	2,9%	3,6%	3,2%
> 3000 euros	0,4%	2,5%	1,1%	2,9%	2,2%
Refus / NSP	16,1%	11,7%	11,0%	11,9%	12,4%
Lieu d'habitation					
Commune rurale	22,5%	24,4%	23,4%	24,7%	24,1%
Ville de 2 à 20.000 hab.	19,5%	17,2%	20,9%	16,1%	17,6%
Ville de 20 à 100.000 hab.	14,0%	15,8%	19,4%	14,7%	15,5%
Ville de plus de 100.000 hab.	29,2%	28,6%	24,5%	29,9%	28,7%
Agglomération parisienne	14,8%	13,9%	11,7%	14,6%	14,1%

Note : \bar{x} est la moyenne et s est l'écart-type

Le diplôme est pris en compte au travers de 6 *dummies* (la première étant exclue et servant de référence). Il s'agit de repérer les individus sans diplôme, ceux possédant un BEPC ou un CEP, ceux détenant un CAP ou un BEP, les individus possédant un baccalauréat, les diplômés d'un premier cycle et, enfin, les diplômés au-delà du premier cycle universitaire. Il est attendu que le niveau de diplôme soit un facteur favorable à l'adoption et à l'usage de la carte de paiement (Carow et Staten 1999, Stavins, 2001). Une première lecture de la description statistique de la population va dans ce sens (Tableau 2). En effet, nous pouvons constater que par rapport à la répartition de la population totale selon le niveau de diplôme, les

individus sans diplôme, d'un niveau BEPC/CEP et ceux détenant un CAP/BEP sont sur représentés parmi les non détenteurs d'une carte de débit et parmi les détenteurs non utilisateurs. Inversement, ils sont sous-représentés parmi les individus possédant au moins une carte et parmi les utilisateurs. Au contraire, les individus ayant un Bac ou un diplôme au-dessus sont sous représentés parmi les non détenteurs et les non utilisateurs et sur représentés parmi les détenteurs et les utilisateurs.

De même, étant donné d'une part le tarif d'abonnement lié à une carte de débit et d'autre part, la rapidité de paiement qu'offre cet instrument (Klee, 2005) il est nécessaire de prendre en compte la disponibilité à payer pour un tel instrument de paiement ainsi que le coût d'opportunité du paiement par carte. Ces dimensions sont appréhendées par le niveau de revenu de la personne interviewée ; 8 *dummies* sont associées à des classes de revenu (les classes de revenu ont un intervalle de 500 euros). Suivant la littérature, il est attendu que plus les revenus augmentent et plus la détention et l'usage de la carte de débit augmentent. A l'instar du diplôme, cet attendu est également vérifié en première analyse (Tableau 2). Par rapport à l'ensemble de la population, les individus dont les niveaux de revenu sont inférieurs à 1000 euros sont sur représentés parmi les non détenteurs d'une carte de débit. Symétriquement, les individus dont les revenus se situent au-delà de 1000 euros sont sous représentés parmi cette population. En revanche, les répartitions selon le niveau de revenu des populations des utilisateurs et des non utilisateurs se différencient moins de la population totale. Nous pouvons tout de même remarquer que les revenus compris entre 500 et 1500 euros sont beaucoup plus présents parmi les personnes qui n'utilisent pas leur carte et que les revenus inférieurs à 1000 euros sont moins présents parmi les utilisateurs.

À l'inverse, la détention et l'usage doivent décroître lorsque l'interviewé perçoit ses revenus en espèces (Stix, 2004), ce qui est le cas des commerçants, des artisans et d'une partie des professions libérales et médicales. Une variable indicatrice *dummy* prend en compte cet élément. On peut d'ailleurs constater (Tableau 2) que ce type de profession est caractérisé par un plus fort pourcentage de non détenteurs de carte de débit (3,8 % contre 2,5% pour la population totale) et de non utilisateurs (1,1 %) Enfin, la catégorie d'agglomération où habite l'interviewé permet de contrôler d'éventuels effets géographiques de localisation de l'individu.

5.2.3 La perception des caractéristiques de la carte de débit

Le troisième ensemble de variables explicatives correspond aux perceptions de l'instrument de paiement par l'individu. En effet, certaines études économétriques étudiées dans la première partie de ce travail ont montré que les caractéristiques associées par les individus aux instruments de paiement pouvaient avoir une incidence sur leur usage. Cette information a été collectée de la manière suivante. À chaque interviewé, il était demandé d'associer chaque instrument de paiement à une liste proposée d'items²⁰.

Tableau 3 : Caractéristiques associées à la carte de débit

	Non détenteurs N=236	Détenteurs N=1156	Détenteurs et non utilisateurs N=273	Détenteurs et utilisateurs N=883	Ensemble de la population N=1392
La carte de débit est un instrument de paiement :					
complexe à utiliser	4,7%	0,6%	1,5%	0,4%	1,3%
simple et pratique	53,4%	94,6%	90,8%	95,8%	87,6%
anonyme	3,0%	7,8%	7,3%	7,9%	7,0%
qui permet de contrôler ses dépenses	13,6%	24,0%	22,3%	24,6%	22,3%
dont l'usage est long	1,7%	0,3%	1,1%	0,1%	0,6%
risqué	35,6%	14,9%	20,5%	13,1%	18,4%

Après une analyse exploratoire, cinq caractéristiques ont été retenues. Une première variable de simplicité d'usage est codée -1 lorsque l'individu a associé l'item « c'est un instrument de paiement complexe à utiliser » avec la carte de débit et +1 s'il a associé l'item « c'est un instrument de paiement simple et pratique », et 0 sinon. Les quatre autres variables de perception sont de simples *dummies* si l'individu associe la carte de débit avec « c'est un instrument de paiement anonyme », « c'est un instrument de paiement qui permet de contrôler ses dépenses », « c'est un instrument de paiement dont l'usage est long », « c'est un instrument de paiement risqué ».

²⁰ Les items proposés étaient les suivants : « c'est un instrument de paiement simple et pratique », « c'est un instrument de paiement encombrant », « c'est un instrument de paiement anonyme », « c'est un instrument source de paperasserie », « c'est un instrument de paiement complexe à utiliser », « c'est un instrument de paiement qui permet de contrôler ses dépenses », « c'est un instrument de paiement dont l'usage est trop long », « c'est un instrument de paiement dont l'usage est risqué », et enfin « c'est un instrument de paiement source de ristournes et d'avantages divers ». De plus, un item « ne sait pas – aucun » était également proposé.

Nous pouvons constater qu'en matière de perception de la carte de débit, les sous-populations constituées à partir de la détention et de l'utilisation ont tendance à se distinguer entre elles ou par rapport à la population totale (Tableau 3). Ainsi la proportion des personnes qui ont associé la carte de débit à un instrument de paiement « complexe à utiliser » est 3,6 fois plus élevée parmi les non détenteurs que dans la population totale. À l'inverse, elle est plus faible parmi les détenteurs et parmi les utilisateurs. De plus, la proportion d'individus associant la carte de débit avec l'item « simple et pratique » est proche de 53% parmi les non détenteurs alors qu'elle est supérieure à 90% parmi les détenteurs, les non utilisateurs et les utilisateurs. De la même manière, la proportion d'individus associant la carte aux items « anonyme » et « permet de contrôler ses dépenses » est plus faible parmi les non détenteurs que parmi les trois autres sous populations. Enfin, les personnes trouvant la carte « long à utiliser » ou « risqué » sont plus nombreuses parmi les non détenteurs (respectivement 1,7 % et 35,6 %) et les non utilisateurs (1,1 % et 20,5 %) que parmi les détenteurs (0,3 % et 14,9 %) et les utilisateurs (0,1 % et 13,1 %).

5.2.4 Les caractéristiques des cartes de débit

Le quatrième ensemble de variables indépendantes regroupe les caractéristiques des cartes de débit. Cet ensemble n'est logiquement introduit que pour les estimations portant sur l'usage de la carte de débit et non sur celle relative à la détention.

La première caractéristique est une *proxy* du prix d'usage de la carte de débit. Certaines banques offrent la possibilité à leur client d'adhérer à un programme de fidélisation dans lequel l'accroissement de l'usage de la carte de débit permet une diminution du prix de la cotisation de la carte. En d'autres termes, la participation à un tel programme et l'usage de la carte induisent un bénéfice pour l'individu et par conséquent un prix d'usage négatif. Il s'agit de la première tentative pour prendre en compte un bénéfice à l'usage comme déterminant de l'utilisation de la carte de débit. La variable prend la forme d'une *dummy* indiquant si l'individu participe ou non à un tel programme²¹, et son effet attendu est positif sur l'usage et l'intensité d'usage. Parmi l'ensemble des détenteurs (tableau 4), 4 % des personnes participent à ce type de programme de fidélisation, contre seulement 2,6 % parmi les personnes qui n'utilisent pas leur carte.

²¹ Les individus ne sachant pas répondre à la question ont été considérés comme ne participant pas à de tels programmes de fidélisation puisque l'absence de connaissance ne peut pas avoir d'incidence sur les comportements d'usage.

Tableau 4 : Caractéristiques des cartes de débit détenues

	Détenteurs N=1156	Détenteurs et non utilisateurs N=273	Détenteurs et utilisateurs N=883
<i>Programme de fidélisation qui diminue le prix de la cotisation de la carte ?</i>			
Oui	4,1%	2,6%	4,5%
Non	95,9%	97,4%	95,5%
<i>Type de débit de la carte ?</i>			
Débit immédiat	75,6%	83,9%	73,1%
Débit différé	24,4%	16,1%	26,9%
<i>Gamme de la carte ?</i>			
Classique	90,4%	96,3%	88,6%
Prestige	9,6%	3,7%	11,4%
<i>Nombre de cartes de débit détenues ?</i>			
1	81,1%	90,8%	78,0%
2	17,8%	9,2%	20,5%
3	0,8%	0,0%	1,0%
4	0,3%	0,0%	0,5%

De même, nous prenons en compte le nombre total de cartes de débit détenues par la personne. Il est attendu qu'une détention plus importante doit se traduire à la fois par une probabilité d'usage plus forte durant la semaine et par une intensité d'usage également plus élevée. Nous pouvons d'ores et déjà remarquer que la proportion de détenteur unique est plus élevée parmi les non utilisateurs (91 % contre 81 % pour l'ensemble des détenteurs) et plus faible parmi les utilisateurs (78 %), et qu'inversement les proportions de multi-détenteurs est plus faible parmi les non utilisateurs (9 % et 0 %) et plus élevée parmi les utilisateurs (20,5 %, 1 % et 0,5 %).

Enfin, deux caractéristiques des cartes détenues sont introduites. Premièrement, il s'agit de savoir si la carte possédée est à débit immédiat ou à débit différé. Alors que 90 % des détenteurs possèdent une carte à débit immédiat, ils sont 84% parmi les non utilisateurs et 73% parmi les utilisateurs. Deuxièmement, il s'agit de savoir si la carte possédée appartient à une gamme de produit classique ou à une gamme prestige (par exemple, une carte Visa « Premier » ou une carte MasterCard « Gold »). Les cartes classiques sont plus présentes parmi les non utilisateurs (96%) que parmi les utilisateurs (89%). Nous introduisons deux variables *dummy* en vue de capter premièrement un effet potentiel de sur-consommation pour les utilisateurs des cartes à débit différé et deuxièmement la disposition à payer de l'individu.

Cependant, étant donné les tarifs d'abonnement élevés de ces cartes, elles peuvent soulever des problèmes de colinéarité notamment avec le revenu.

5.2.5 L'effet réseau de l'acceptation chez les commerçants

La question de l'impact de l'acceptation des cartes de paiement par les commerçants sur les comportements de détention et d'usage des cartes de paiement par les consommateurs suppose de pouvoir mesurer le niveau d'acceptation de la carte de débit chez les commerçants. Le plus simple est d'obtenir l'information sur la diffusion des terminaux électronique de paiement existant dans la zone géographique. Si ces données sont disponibles au niveau des pays comme dans les études de Humphrey et al. (1996) et Murphy (2004), elle est beaucoup plus rare à l'intérieur des pays. Or il existe un doute sur le sens de la causalité entre l'usage des cartes de paiement dans un pays et le nombre de terminaux de paiement électronique existant dans ce pays. A priori le sens n'est pas connu : il est possible qu'un plus grand nombre de terminaux de paiement induise un usage plus important de la carte bancaire mais il est également possible qu'une présence plus importante de terminaux de paiement soit plus importante en réponse à un usage plus fréquent de la carte de débit dans un paiement.

Ce problème ne se pose pas pour les études sur données individuelles. En revanche, elle soulève d'autres difficultés. La première est de trouver de la variance dans l'acceptation de la carte de débit parmi les commerçants à partir des données individuelles. De la même manière que les études sur données agrégées, la variance spatiale de l'acceptation peut être introduite. Pour cela, il faut d'une part pouvoir localiser les individus et d'autre part connaître le niveau d'acceptation de la carte dans les espaces. Plusieurs stratégies ont été utilisées pour résoudre cette difficulté. Stavins (2004) par exemple utilise comme variable *proxy* de l'acceptation de la carte de débit, la proportion d'interviewés par région qui utilise la carte de débit. De même, Rysman (2006) utilise deux mesures de l'acceptation de la carte de paiement. La première est liée au nombre de marchands apparaissant dans un réseau de paiement (Visa, American Express, etc.) au sein d'une zone géographique des US repérée par un code postal à trois chiffres (ZIP code) au cours d'un mois. La deuxième est relative à la somme totale des ventes d'un réseau au cours d'un mois. Or, ces mesures sont sujettes à caution pour au moins trois raisons. Premièrement, la mesure de l'acceptation du marchand s'appuie sur le nom du marchand qui est paramétré manuellement dans le terminal de paiement électronique. Or, les magasins et enseignes qui enregistrent les mêmes noms (par exemple Wal-Mart) sur l'ensemble de leurs terminaux de paiement électronique (TPE) ne peuvent apparaître qu'une

fois au sein d'une même zone (ce qui peut conduire à une sous-estimation du nombre de magasins). Deuxièmement, certains magasins enregistrent des noms différents pour leur TPE qui peuvent être situés au sein d'un même magasin (Wal-Mart#1, Wal-Mart#2, etc.). Cette pratique conduit à comptabiliser chaque TPE comme un magasin et donc à surestimer potentiellement le nombre de magasins dans certaines zones géographiques (cas des zones à grande densité commerciale). Troisièmement, 20% des marchands dans l'échantillon ont un code postal incorrect ce qui ne permet pas de les localiser. Ce biais conduit l'auteur à retirer l'ensemble de ces marchands de l'analyse économétrique. Cependant, ce parti-pris méthodologique conduit à faire une hypothèse forte sur la distribution uniforme de ces marchands dans l'espace.

Pour notre part, nous utilisons deux mesures de l'effet réseau fondées sur le département²² de travail (ou de domicile pour les inactifs) de l'interviewé. La première mesure correspond au nombre de marchands possédant un contrat « carte bancaire » (et donc au moins un terminal de paiement électronique) au sein d'un département (*i.e.* le nombre de SIRET actifs²³). Le SIRET constitue la mesure la mieux adaptée à une approche géographique de l'effet de réseau²⁴. Cette mesure a l'avantage d'indiquer le nombre total de magasins susceptibles d'accepter un paiement par carte de débit au sein d'un département. La seconde mesure correspond à la moyenne du nombre et du montant de transactions payées par carte de débit au sein d'un département durant les trois mois de l'étude (mars à mai 2005). Ces deux mesures de l'effet de réseau sont complémentaires. La première a l'avantage de mettre l'accent sur la taille du réseau d'acceptation alors que la seconde s'apparente plus à une mesure de l'intensité d'usage de la carte de débit au sein d'un département (Stavins 2001).

Pour les deux mesures de l'effet réseau, les individus de notre échantillon sont répartis sur 66 départements soit 70% des 94 départements métropolitains (hors Corse-du-Sud et

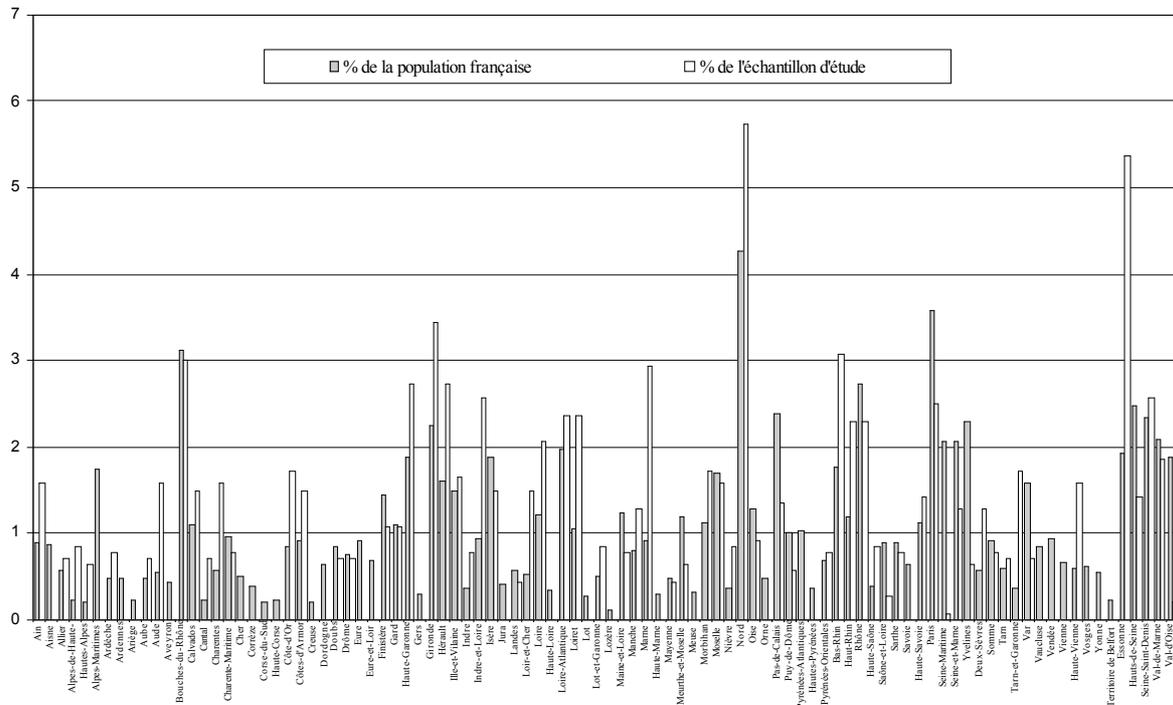
²² Les départements français correspondent à un découpage administratif de la France datant de la révolution française. Si géographiquement ils sont plutôt uniformes (en moyenne, ils mesurent 5 656 km² avec un écart-type de 1926 soit un coefficient de variation de 34), ils ont connus des évolutions démographiques distinctes (en moyenne et en 2004 ils rassemblent 628.000 habitants avec un écart-type de 479.724 soit un coefficient de variation de 76).

²³ Le numéro SIRET est un identifiant numérique de 14 chiffres composé du SIREN (9 chiffres) et d'un numéro interne de classement de 5 chiffres (NIC) caractérisant l'établissement d'une entreprise en tant qu'unité géographiquement localisée.

²⁴ Le lecteur intéressé consultera le site de l'INSEE suivant : <http://xml.insee.fr/schema/siret.html#espace-de-noms>.

Haute-Corse). Globalement, on voit que la répartition par département de l'échantillon ne s'écarte pas de manière significative de la répartition de la population française.

Figure 4: Comparaison de la répartition de la population de l'échantillon et de la population française par département métropolitain



Toujours par département, nous pouvons constater que les différences peuvent être importantes entre les départements (Tableau 5). Par ailleurs, ces trois mesures sont très logiquement et très fortement corrélées entre elles. Le coefficient de corrélation entre le nombre de contrats et le nombre de transactions par carte de débit s'établit à 0,96, à 0,97 entre le nombre de contrats commerçant et le montant des transactions et, enfin, à 0,98 entre le nombre et le montant des transactions.

Tableau 5: Mesures de l'effet réseau pour les consommateurs

Données pour les 66 départements	Nb de contrats commerçants en mai 2005	Nb de transactions par carte de débit de mars à mai 2005	Montants des transactions par carte de débit de mars à mai 2005
Moyenne	9 794	4 743 104	2.32 ^e 08
Ecart-type	7 555	4 364 312	2.43 ^e 08
Min	2 080	301 869	1.33 ^e 07
Max	53 943	2.87 ^e 07	1.75 ^e 09

Nous avons délibérément choisi de ne pas normaliser ces mesures afin de prendre en compte des effets de structure par département. Par exemple, nous ne ramenons pas la mesure du nombre de transactions à la population du département. Implicitement, nous supposons que le nombre de contrats commerçants est une proportion fixe du nombre de commerçants présent dans le département, et que le nombre et le montant des transactions par carte de débit sont une proportion constante du nombre de transactions et du montant des transactions par département.

Tableau 6 : Corrélation entre les mesures d'acceptation et la population départementale

Coefficient de corrélation (N=66)	Population départementale
Nb de contrats commerçants en mai 2005	0,84
Nb de transactions par carte de débit de mars à mai 2005	0,87
Montants des transactions par carte de débit de mars à mai 2005	0,82

Cette hypothèse implicite semble valider par le fait qu'il existe une relation linéaire forte entre nos mesures de l'acceptation et la population des départements (Tableau 6). Les corrélations montrent ainsi que la mesure directe du nombre de commerçants ou des transactions est suffisante pour notre objectif. Par ailleurs et comme il s'agit de l'unique variable au niveau départemental, il est nécessaire de s'assurer qu'il n'existe pas d'effets inobservés dans les comportements vis-à-vis de la carte de débit aux niveaux départementaux.

L'ensemble des variables explicatives décrites vont ainsi permettre d'estimer la probabilité de détention de la carte de débit, la probabilité d'usage de cette carte et enfin l'intensité d'usage de cette carte.

5.3 Les résultats des estimations

La présentation des résultats des estimations se fait en quatre temps. Premièrement, nous discutons de l'estimation de la probabilité de détention d'une carte de débit au sein de la population de notre échantillon. Deuxièmement, nous nous attachons à spécifier la meilleure méthode d'estimation de l'usage de la carte de débit (probabilité et intensité d'usage). Enfin, nous mettons en perspective les différences d'impact des déterminants sur la probabilité de détention, sur la probabilité d'usage et sur l'intensité d'usage.

5.3.1 Estimation de la probabilité de détention d'une carte de débit

Le Tableau 8 ci-dessous nous permet de tirer plusieurs enseignements. Tout d'abord, il apparaît que la qualité de l'estimation est globalement satisfaisante : le pseudo R^2 est plutôt élevé pour un modèle *logit*. Il apparaît également que la correction des erreurs standards par la méthode de *clustering* ne modifie pas fondamentalement les niveaux de significativité des coefficients estimés. Les effets inobservés par réseaux bancaires ne semblent donc pas peser significativement sur le terme des erreurs.

Impact de la structure de consommation sur la détention

La structure de consommation influe peu sur la détention de la carte de débit. En effet, seul le coefficient associé à la valeur totale des achats durant la semaine d'étude est significativement différent de zéro (au seuil de 5% uniquement). En revanche, les coefficients du nombre d'achat et de la fréquentation des grandes surfaces et des grands magasins ne sont pas significativement non nuls. En outre, l'impact de la valeur hebdomadaire des achats a un effet faible : une augmentation de 100 euros de cette valeur induit une augmentation de 0,01 de la probabilité de détention d'une carte de débit²⁵.

Il est à noter que la corrélation existant entre les variables représentant la valeur hebdomadaire des dépenses et le nombre d'achats hebdomadaire (r^2 de 0,48) n'affecte pas le résultat. Si l'on exclut le nombre d'achats, le coefficient attaché à la valeur reste significatif et l'impact marginal est identique.

Impact des caractéristiques de la personne

Les caractéristiques sociodémographiques de la personne ont les effets attendus. Contrairement aux résultats habituels de la littérature, l'âge n'affecte pas la détention d'une carte de débit (coefficient non significatif). Ce résultat peut s'expliquer par une plus grande diffusion de cet instrument au sein de la population française comparativement aux autres pays traditionnellement étudiés dans les analyses empiriques. Par ailleurs, l'absence de

²⁵ L'effet marginal est calculé au point moyen de la variable et toutes les autres variables prenant leur valeur moyenne.

significativité ne réside pas dans la forme logarithmique retenue puisque l'introduction de l'âge ou d'un polynôme de degré deux composé de l'âge et de son carré ne sont pas plus significatifs. Enfin, le résultat n'est également pas du à des problèmes de multicolinéarité puisque l'omission d'une variable caractérisant le répondant ne le modifie pas.

Tableau 7 : Estimation de la probabilité de détention d'une carte de débit

Prob (holdCB ⁱ)			
N = 1392			
Log pseudo-likelihood = -469,70 / Wald chi ² (28)=588,27 / pseudo R ² =0,26			
Var. indépendante	coefficient	s.e.	odds ratio
Valeur totale des achats	0,0008 **	0,0004	1,0008
Nombre total d'achats	-0,0183	0,0166	0,9819
Fréquentation des Grds Magasins & Gdes Surfaces	0,0094	0,1429	1,0095
Log Age	0,3515	0,2368	1,4213
Sexe	0,1539	0,1532	1,1664
Diplôme (catégorie de base : "sans diplôme")			
BEPC ou CEP	0,5435 **	0,2612	1,7219
CAP/BEP	0,3395	0,2398	1,4042
Bac/BacPro/BacTech	1,3056 ***	0,2652	3,69
1 ^{er} cycle	1,9805 ***	0,4882	7,246
2 ^{ème} et 3 ^{ème} cycle	1,5615 **	0,7237	4,766
Revenus (catégorie de base : "< 500 euros")			
500 – 1000 €	0,3683	0,2378	1,4453
1000 – 1500 €	0,7761 ***	0,2469	2,1729
1500 – 2000 €	1,3819 ***	0,2831	3,9826
2000 – 2500 €	0,9509 **	0,3859	2,5879
2500 – 3000 €	1,2166 *	0,7096	3,3756
> 3000 euros	1,9139	1,2187	6,7794
Refus / NSP	0,0493	0,2373	1,0505
Profession cash	-0,9997 ***	0,3719	0,368
Caractéristiques de la carte de débit			
Simplicité d'usage	2,3177 ***	0,3173	10,1525
Anonyme	1,1973 ***	0,3234	3,3111
Qui permet de contrôler ses dépenses	0,6063 **	0,265	1,8335
Dont l'usage est long	-1,8072 ***	0,6662	0,1641
Risqué	-0,29	0,2339	0,7483
Nombre de contrats commerçants	-0,00001	0,00001	1
Agglomération (catégorie de base : "commune rurale")			
Ville de 2 à 20.000 hab.	-0,2223	0,3013	0,8007
Ville de 20 à 100.000 hab.	0,0596	0,2828	1,0615
Ville de plus de 100.000 hab.	-0,089	0,2818	0,9149
Agglomération parisienne	-0,4944	0,3573	0,6099
Constante	-2,8321 ***	0,8657	

Obs. correctement classifiées (cutoff de 0.5) = 87,37%

Les erreurs types (s.e) sont ajustées par un *clustering* sur le réseau bancaire

*** signifie que le coefficient est statistiquement significatif à 1%, ** à 5 % et * à 10%

De la même manière, le sexe n'a pas d'influence sur la détention, ce qui confirme les constats descriptifs d'absence de différence d'équipement entre les hommes et les femmes.

La catégorie de résidence n'a également aucune incidence sur la détention. En d'autres termes, le fait d'habiter une catégorie différente d'une zone rurale ne permet pas de distinguer les individus dans leur détention.

En revanche, les niveaux de diplôme et de revenu ont les effets attendus. Ainsi, par rapport aux personnes qui n'ont pas de diplôme (catégorie exclue de référence), toutes les autres catégories connaissent un signe positif et significatif à l'exception des personnes possédant un CAP ou un BEP. Nous pouvons également remarquer que l'effet augmente avec le niveau de diplôme jusqu'au niveau bac+2 puis diminue pour le niveau au-delà. Plus précisément, par rapport à une personne sans diplôme, une personne possédant un BEPC ou un CEP a 1,7 fois plus de chances de détenir une carte de débit, une personne possédant un Baccalauréat 3,7 fois plus de chances, une personne possédant un diplôme bac+2 7,2 fois plus de chances et une personne titulaire d'un deuxième ou troisième cycle 4,8 fois plus de chances.

La probabilité de détention d'une carte de débit augmente également avec le niveau de revenu. Si la tranche de revenu 500-1000 euros ne se distingue pas de la tranche inférieure, ainsi que la tranche la plus élevée et la catégorie des répondants refusant de répondre, toutes les autres catégories connaissent un coefficient significatif et positif. Par contre, l'augmentation de l'influence avec le revenu n'est pas continue. Si un individu dont le revenu est compris entre 1000 et 1500 euros a 2,2 fois plus de chances de détenir une carte de débit qu'un individu dont le revenu est inférieur à 500 euros, un individu dont le revenu est compris entre 1500 et 2000 euros a 4 fois plus de chances, un individu avec un revenu compris entre 2000 et 2500 euros 2,6 fois plus de chances et, enfin, un individu avec un revenu compris entre 2500 et 3000 euros 3,4 fois plus de chances.

Les effets du niveau de diplôme et du niveau de revenu apparaissent comme particulièrement stables. En effet, l'omission alternative d'une des deux caractéristiques n'induit pas de modification fondamentale dans les estimateurs. Ainsi, les coefficients des variables de diplôme augmentent logiquement (respectivement 0,55(0,25), 0,40(0,24), 1,29(0,26), 2,18(0,47) et 1,77(0,72)²⁶) et le coefficient de la variable indiquant un niveau de

²⁶ Les nombres entre parenthèses sont les erreurs standards.

diplôme CAP BEP devient significatif au seuil de 10% lors de l'omission des variables de revenu. De même, les coefficients associés aux variables de revenu lors de l'omission des variables de diplôme augmentent sans modifier la hiérarchie des effets et le fait d'appartenir à la tranche de revenu 500-1000 euros reste sans influence par rapport à la tranche inférieure de même que les individus refusant de répondre²⁷. En revanche, le coefficient associé à la tranche de revenu la plus élevée devient significatif.

Dernière caractéristique des répondants, le fait d'exercer une profession dont les revenus sont principalement perçus sous la forme d'espèces a l'effet attendu sur la détention. En effet, les individus exerçant une profession de commerçant, artisan ou profession libérale ou médicale ont 0,4 fois moins de chance de posséder une carte de débit de paiement que les individus exerçant toute autre profession. Le résultat apparaît particulièrement robuste.

Impact de la perception de la carte de débit sur la détention

Les perceptions de la carte de débit ont également une influence importante sur la détention. Ainsi, un individu qui trouve la carte de débit « facile à utiliser » a 10,1 fois plus de chances d'en posséder une qu'un individu qui trouve la carte de débit « complexe à utiliser ».

De même, les individus qui qualifient la carte de débit « anonyme » ont une probabilité plus élevée de détention (3,3 fois plus de chances que les autres individus) et les individus qui considèrent la carte de débit comme un moyen de contrôler leurs dépenses ont également une probabilité de possession plus forte (1,8 fois plus de chances que les autres individus).

En revanche, les personnes dont l'usage de la carte paraît long ont une probabilité plus faible de la détenir et plus précisément 0,16 fois moins de chance d'en posséder une. Enfin, le fait de percevoir la carte comme un instrument de paiement risqué n'a pas d'incidences sur la probabilité de détention (coefficient non significativement différent de zéro).

Incidence de l'acceptation de la carte de débit sur la détention

L'existence d'un effet réseau sur la détention de la carte de débit est clairement invalidée. Quelle que soit la mesure de l'acceptation, le coefficient associé à la variable

²⁷ Les coefficients (et erreurs standards) sont dans l'ordre 0,26(0,23), 0,73(0,23), 1,59(0,27), 1,07(0,33), 1,47(0,65) et 2,24(1,22).

n'apparaît pas comme différent de zéro. Lorsque l'effet réseau est mesuré par le nombre de commerçants affiliés au réseau des cartes bancaires (Tableau 5), le coefficient estimé est de -9.00×10^{-6} (avec une erreur-type de 9.10×10^{-6}) et lorsqu'il est mesuré par le nombre et le montant des transactions il est respectivement de -1.37×10^{-8} et 2.52×10^{-10} (1.85×10^{-8} et 2.91×10^{-10}). Une explication possible de l'absence d'effets tient probablement d'une part à la forte acceptation de la carte de débit dans l'ensemble des départements et, d'autre part, à l'interbancaire totale dans les paiements par carte de débit « CB ».

5.3.2 Estimation de l'usage de la carte de débit

Afin d'estimer l'usage de la carte de débit, nous mettons en parallèle quatre techniques de régression : modèles 1 à 4 (Tableau 8). Il apparaît nettement que la meilleure spécification correspond au modèle TPM (modèle 4), et ce, pour plusieurs raisons.

Premièrement et par rapport au modèle *tobit* (modèle 1), les déterminants n'ont pas nécessairement des effets identiques sur la probabilité d'usage et sur l'intensité d'usage. Sans qu'il y ait des effets contraires, nous pouvons noter que pour un certain nombre de variables, le coefficient peut être significatif pour une étape sans l'être pour l'autre. Par exemple, le nombre d'achats réalisés dans la semaine n'a pas d'impact sur la probabilité d'usage de la carte de débit durant la semaine (coefficient de signe positif mais non significativement différent de zéro au seuil de 10%), alors qu'il a un impact significativement négatif sur l'intensité d'usage. L'existence de différence d'effets des déterminants sur la probabilité d'usage et l'intensité d'usage suffit à rejeter le modèle *tobit* comme méthode d'estimation.

Tableau 8 : Estimation de l'usage de la carte de débit

Var. indépendante	[1]	[2]	[3]	[4]	
	MCO N=1153 dep. var : I_{total}^i	Tobit N=1153 dep. var : I_{total}^i	Heckman Niveau N= 1153 dep. var. : I_{total}^i	TPM Selection N=1153 dep. var : $UseCB^i$	
	Coef. s.e.	Coef. s.e.	Coef. s.e.	Coef. s.e.	Coef. s.e.
Valeur totale des achats	0,0001 ** 0,003	0,0001 *** 0,00003	0,0001 0,00004	0,0007 *** 0,00022	0,0002 0,00019
Nombre total d'achats	-0,0111 *** 0,123	-0,0114*** 0,002	-0,0147*** 0,00145	0,066 0,00855	-0,0753*** 0,00844
Fréquentation des Grds Magasins & Gdes Surfaces	0,0432 *** 1,108	0,0597 *** 0,014	0,0319 * 0,01769	0,2738 *** 0,07887	0,2051 *** 0,07575
log Age	-0,0102 1,985	-0,0295 0,025	0,0138 0,02913	-0,3328 ** 0,13312	0,0191 0,14036
Sexe	-0,0194 1,364	-0,0207 0,017	-0,0189 0,01574	-0,041 0,09499	-0,0809 0,09321
Diplôme (catégorie de base : "sans diplôme")					
BEPC ou CEP	-0,0016 2,497	0,0077 0,032	-0,0076 0,03233	0,077 0,15642	0,2017 0,18866
CAP/BEP	0,0142 2,247	0,0372 0,029	0,0043 0,03247	0,2186 0,14165	0,0752 0,169
Bac/BacPro/BacTech	0,0315 2,463	0,0636 ** 0,031	0,0129 0,03818	0,3993 ** 0,16229	0,1596 0,17812
1 ^{er} cycle	0,0589 ** 2,738	0,0971 *** 0,034	0,0344 0,04535	0,64 *** 0,19454	0,3548 * 0,19425
2 ^{ème} et 3 ^{ème} cycle	0,0724 *** 2,721	0,1107 *** 0,034	0,0504 0,0447	0,5909 *** 0,1938	0,2625 0,19278
Revenus (catégorie de base : "< 500 euros") :					
500 – 1000 €	-0,0329 2,277	-0,049 * 0,029	-0,0349 0,02839	-0,1802 0,15122	-0,0866 0,16116
1000 – 1500 €	0,0072 2,207	0,0087 0,027	0,0075 0,02561	-0,0244 0,14768	0,1427 0,1529
1500 – 2000 €	0,0012 2,551	0,0029 0,032	-0,0091 0,02923	0,0462 0,1783	-0,014 0,1736
2000 – 2500 €	0,0174 3,256	0,0288 0,04	0,0009 0,03779	0,3038 0,25197	0,1765 0,21457
2500 – 3000 €	-0,0154 4,078	-0,0217 0,05	-0,0015 0,04651	-0,035 0,30308	0,267 0,27703
> 3000 euros	0,0332 4,703	0,0341 0,057	0,0352 0,051	0,143 0,40611	0,3149 0,30383
Refus / NSP	0,0078 2,701	0,0122 0,033	0,0055 0,03112	-0,0072 0,18163	0,1078 0,18573
Profession cash	-0,0032 4,315	0,0032 0,053	-0,0275 0,0473	0,3003 0,36247	-0,0661 0,27599

Tableau 9 : Estimation de l'usage de la carte de débit (suite)

Var. indépendante	[1]	[2]	[3]	[4]	
	MCO N=1153 dep. var : I_{total}^i	Tobit N=1153 dep. var : I_{total}^i	Heckman Niveau N= 1153 dep. var. : I_{total}^i	TPM Selection N=1153 dep. var : $UseCB^i$	
	Coef. s.e.	Coef. s.e.	Coef. s.e.	Coef. s.e.	Coef. s.e.
Caractéristiques de la carte de débit :					
Simplicité d'usage	0,0463 * 2,581	0,0708 ** 0,034	0,0627 * 0,03569	0,1471 0,16187	0,3336 0,20445
Anonyme	0,0167 2,403	0,0235 0,03	0,0102 0,02793	0,0847 0,16734	-0,002 0,16452
Qui permet de contrôler ses dépenses	0,0163 1,508	0,0234 0,019	0,0176 0,01822	0,1098 0,10518	0,0457 0,10333
Dont l'usage est long	-0,0136 10,848	-0,1083 0,152	0,3754 0,23939	-1,1127 0,68836	1,5595 1,30591
Risqué	-0,0275 1,878	-0,0406 * 0,024	-0,0132 0,02571	-0,246 ** 0,12266	-0,3195 ** 0,1343
Fidélisation	0,0343 3,24	0,0459 0,039	0,0338 0,03584	0,0872 0,24004	0,2671 0,21122
Nombre de carte de débit	0,0416 *** 1,497	0,0549 *** 0,018	0,0309 0,0207	0,3886 *** 0,1294	0,204 ** 0,09581
Gamme de la carte de débit	0,0063 2,259	0,0181 0,027	-0,0159 0,02812	0,4258 ** 0,19239	-0,0439 0,14396
Carte à débit différé ou immédiat	0,0612 *** 1,576	0,0786 *** 0,019	0,0516 ** 0,02179	0,2489 ** 0,11376	0,3001 *** 0,10616
Nombre de contrats commerçants	0,0000003 0,0001	0,000001 0,000001	-0,0000003 0,000001	0,00002 ** 0,00001	-0,000005 0,00001
Agglomération (catégorie de base : "commune rurale")					
Ville de 2 à 20.000 hab.	-0,0160352 2,012	-0,0284 0,025	-0,0118 0,02468	-0,1684 0,13697	-0,0141 0,14053
Ville de 20 à 100.000 hab.	-0,0594 *** 2,072	-0,0741 *** 0,026	-0,0654 ** 0,02573	-0,1668 0,13899	-0,2931 ** 0,14495
Ville de plus de 100.000 hab.	-0,0047 1,815	-0,0061 0,022	-0,0132 0,0205	0,0029 0,12866	-0,000031 0,12229
Agglomération parisienne	-0,0125 2,447	-0,0291 0,03	0,0039 0,03084	-0,2883 * 0,17113	0,1166 0,16649
Constante	0,1288 8,802	0,0428 0,11	0,1925 0,13035	-0,1358 0,60846	-2,4194 *** 0,61792
Log LH	-	273,63	-	541,98	-
adj.R?	0,12	-	-		0,13
Pseudo R?	-	0,25	-	0,14	-
mills lambda			0,222 0,12		
Rho	-	-	0,103	-	-

*** signifie que le coefficient est statistiquement significatif à 1%, ** à 5 % et * à 10%

Deuxièmement et par rapport au modèle de sélection en deux-étapes d'Heckman (modèle 3), il apparaît également que le modèle TPM (modèle 4) est préférable. En effet, le coefficient associé au ratio inverse de Mills estimé à partir de l'équation de probabilité n'est pas significativement différent de zéro. Ce résultat conduit à conclure à l'absence de covariance entre les termes d'erreur des deux équations et donc à l'absence de lien entre les deux décisions. Il n'y a pas de biais de sélection dans l'intensité d'usage et le modèle d'Heckman n'est donc pas pertinent.

Pour toutes ces raisons, nous nous appuyerons sur le modèle TPM pour commenter les effets des déterminants sur la probabilité d'usage et sur l'intensité d'usage de la carte de débit.

Les déterminants de la probabilité d'usage

Globalement, l'estimation apparaît satisfaisante puisque le pseudo R^2 de la régression atteint 0,14 et que 77,7 % des observations sont correctement classées à partir des probabilités estimées (*cutoff* de 0,5). De plus, il ne semble pas exister de biais de sélection dans l'échantillon par rapport aux porteurs d'une carte de débit. En effet, lorsqu'on contrôle un éventuel effet de sélection à l'aide d'un double *probit* à partir de la méthode d'Heckman (voir annexe 1), deux constats peuvent être faits. Premièrement, l'estimation du *rho* (covariance des termes d'erreur de l'équation de détention et d'usage) conclut à la nullité du coefficient qui y est associé. Deuxièmement, les coefficients ne sont pas significativement affectés par le changement de méthode d'estimation et la prise en compte du biais de sélection.

De même, nous nous sommes assurés de la robustesse des estimations par le contrôle de l'existence d'une éventuelle hétéroscédasticité du terme des erreurs qui serait liée à des corrélations inobservées à l'intérieur des groupes d'individus par réseau bancaire et à l'intérieur des départements. Dans les deux cas, la correction des erreurs standards par la méthode du *clustering* n'induit pas de perte ou de gain de significativité des coefficients estimés.

La structure de consommation d'un individu semble influencer la probabilité d'usage de la carte de débit puisque deux variables sur trois sont statistiquement significatives ; il s'agit de la valeur totale des achats réalisés durant la semaine et de la fréquentation des grands magasins et des grandes surfaces. Lorsque l'individu réalise dix euros supplémentaires d'achat, la probabilité qu'il utilise sa carte de débit durant la semaine augmente de 0,002. De

même, le fait que l'individu fréquente au cours de la semaine un grand magasin ou une grande surface augmente sa probabilité de 0,08. Le nombre d'achats réalisé durant la semaine n'est en revanche pas significatif lorsqu'on l'introduit simultanément à la valeur totale, alors que son coefficient est significativement différent de zéro quand il s'agit de la seule variable de structure de consommation coefficient de 0,028 significatif au seuil de 1% et quand il est introduit simultanément à la variable de fréquentation des grands magasins et des grandes surfaces coefficient de 0,016 significatif au seuil de 5%. La corrélation entre d'une part le nombre d'achats et la valeur des achats (r^2 partiel de 0,48) et, d'autre part, entre le nombre d'achats et la fréquentation des grands magasins et grandes surfaces (r^2 partiel de 0,35) peut expliquer l'instabilité du résultat. A l'inverse, et quelle que soit la forme fonctionnelle retenue, les deux autres variables sur la structure de consommation sont toujours significatives. Il est raisonnable de penser que l'effet de la valeur totale et de la fréquentation des grands magasins est plus prégnant que l'effet du nombre d'achats qui reste incertain.

Les caractéristiques de l'individu ensuite telles que l'âge et le niveau de diplôme ont également une incidence sur la probabilité d'usage de la carte de débit. Comme attendu, l'âge n'a pas un effet linéaire ; plus la personne est âgée, plus la probabilité qu'elle utilise sa carte diminue mais de plus en plus faiblement. Plus exactement une augmentation de 1% de l'âge de l'interview provoque une diminution de 0,09 de la probabilité d'usage. Si les personnes détenant un diplôme de niveau BEPC/CEP ou CAP/BEP ne se distinguent pas des personnes sans diplôme, en revanche, les individus possédant un bac ou un diplôme supérieur connaissent une probabilité plus élevée d'usage de leur carte de débit durant la semaine. Ainsi, le fait de détenir un bac se traduit par une probabilité d'usage supérieure de 0,1, et le fait de détenir un bac+2 ou un diplôme au-delà par une probabilité plus élevée de 0,14²⁸. Il est à noter que la significativité des coefficients des variables de diplôme n'est pas affecté par la présence ou non des variables de revenu. En revanche, l'exclusion des variables de caractéristiques de la carte de débit provoque un accroissement de la significativité des coefficients, le coefficient associé au niveau CAP/BEP devenant significatif au seuil de 5%.

Concernant la perception des caractéristiques de la carte de débit, le seul item statistiquement significatif est celui du risque. Lorsqu'un individu associe la carte de débit

²⁸ Il est à noter que les coefficients associés aux variables de diplôme « bac+2 » et « au-delà de bac+2 » ne sont pas significativement différents l'un de l'autre (test d'égalité des coefficients $\chi^2(1)=0,05$ avec une probabilité de 0,81 de se tromper en rejetant l'hypothèse d'égalité).

avec l'item « usage risqué », sa probabilité d'usage de sa carte de débit durant la semaine est plus faible, et plus précisément elle diminue de 0,07.

Concernant les caractéristiques de détention des cartes de paiement, plusieurs enseignements peuvent être retirés. En premier lieu, la tarification ne semble pas avoir d'incidences sur la probabilité d'usage. Plus précisément, le fait que la personne puisse diminuer le prix de sa cotisation par une augmentation de l'usage de sa carte n'a aucune incidence sur sa probabilité d'usage. En second lieu, la multi-détention semble être un facteur de déclenchement de l'usage de la carte de débit. Ainsi, le fait qu'une personne possède une carte de débit supplémentaire augmente sa probabilité d'usage de 0,11. Ce résultat renforce la proposition d'interprétation de la multi-détention comme un indicateur de la préférence pour le paiement par carte de débit. En troisième lieu, les caractéristiques de la carte détenue ont également une influence importante sur la probabilité d'usage. Lorsque la carte détenue appartient à une gamme de prestige, la probabilité d'usage augmente de 0,12, et lorsque la carte est à débit différé, la probabilité augmente de 0,07. Ces deux résultats confirment l'idée que la détention d'une carte à débit différé ou de prestige traduit une préférence pour ce mode de paiement.

Enfin, s'agissant de l'effet réseau, nous constatons qu'il existe un impact nettement significatif du nombre de commerçants affiliés sur la probabilité d'usage de la carte de débit par un individu. Plus précisément et au point moyen de l'échantillon, une augmentation de 1% du nombre de contrats marchands dans le département accroît la probabilité d'usage de la carte de débit de 0,05%. De plus et fort logiquement, les deux autres mesures ont également un impact positif et significatif. Le coefficient associé au nombre de transactions est de 2.61×10^{-8} avec une erreur-type de 1.13×10^{-8} , ce qui induit qu'au point moyen, une augmentation de 1% du nombre des transactions réalisées par carte de débit dans le département induit une augmentation identique de 0,05%. De même, le coefficient associé au montant des transactions réalisées par carte de débit dans le département est de $4,70 \times 10^{-10}$ avec une erreur-type de 2.02×10^{-10} , ce qui induit la même élasticité au point moyen de l'échantillon. Ce résultat est particulièrement stable puisque la correction dans le terme d'erreur d'éventuels effets inobservés parmi les interviewés d'un même département ou d'un même réseau bancaire ne modifie en rien la significativité des coefficients obtenus.

Les déterminants de l'intensité d'usage de la carte de débit

Globalement, la capacité prédictive du modèle est très moyenne (R^2 ajusté de 0,14) et reste très proche de celle du modèle de probabilité. De plus, le modèle n'est guère amélioré par rapport au MCO (modèle 1) sur l'ensemble des détenteurs d'une carte de débit. Un biais d'omission de variable ne peut être totalement exclu puisque la statistique du test Ramsey-Reset est de 1,07 (avec une probabilité d'erreur de 0,36). En revanche, la normalité des résidus semble confirmée au travers du test simultané sur la *kurtosis* et le *skewness* de sa distribution (Chi² ajusté de 69,9 significatif à 0,001%), du test de normalité de Shapiro-Wilk (statistique calculée de 7,9 significative à 0,001%) et du test de normalité de Shapiro-Francia (statistique calculée de 6,8 significative à 0,001%).

En outre, dans la mesure où nous introduisons dans la régression des caractéristiques liées à la carte de débit et à la banque de l'individu (fidélisation), il est nécessaire de s'assurer de la qualité de l'estimation vis-à-vis du fait que les individus de l'échantillon peuvent être regroupés selon le réseau bancaire auquel ils appartiennent. Par exemple, nous devons nous assurer que l'introduction de la variable de participation à un programme de fidélisation qui dépend en grande partie de la stratégie commerciale de la banque de l'individu retrace effectivement cette information et non des effets inobservés liés à cette banque. Plusieurs méthodes économétriques sont possibles pour corriger les effets inobservés du regroupement des individus (Cameron et Tiverdi 2005) : nous pouvons par exemple caractériser par une variable dummy chaque réseau bancaire auquel appartient un individu détenteur et utilisateur de la carte de débit ou bien utiliser la méthode des clusters. L'application des deux méthodes donne des résultats similaires²⁹. Dans les estimations ci-dessous, nous utilisons la seconde méthode qui impacte uniquement sur les erreurs-types des coefficients estimés et donc sur les seuils de significativité et non sur les valeurs des coefficients estimés.

Par rapport à l'estimation sans correction de l'intensité d'usage (modèle 4 du Tableau 8 et Tableau 9), la correction des effets inobservés parmi les clients d'un même réseau bancaire, principalement les variables liées à la politique bancaire sont affectées (Tableau 10). En outre

²⁹ Les résultats de l'estimation de l'intensité d'usage utilisant des *dummies* pour les réseaux bancaires sont disponibles sur demande.

et comme la variable dépendante est exprimée en *log*, les coefficients estimés peuvent s'interpréter comme des semi-élasticités³⁰.

Concernant la structure de consommation des individus, la méthode de correction n'influence pas les résultats obtenus. Ainsi, plus un individu fréquente un grand magasin ou une grande surface, plus l'intensité d'usage de la carte de débit s'accroît. En revanche, nous retrouvons la même difficulté à estimer les effets des variables de la valeur totale et du nombre total des achats. Mais contrairement à la probabilité, les deux effets des deux variables vont dans le même sens. L'introduction simultanée des deux variables montre que la valeur n'a pas d'influence alors que le nombre d'achats a une incidence négative et significative. Or si l'on introduit uniquement l'une des deux variables, les coefficients sont tous les deux significatifs et négatifs (coefficient de -0,005 et s.e. de 0,0001 pour la valeur des achats et -0,072 et 0,007 pour le nombre d'achats). Du fait de la corrélation entre les deux variables (r^2 de 0,48), leur introduction simultanée dans les estimations rend les coefficients instables. Il est dès lors raisonnable de conclure que les deux variables ont une incidence négative sur l'intensité d'usage de la carte de débit. Et globalement, un euro supplémentaire d'achat durant la semaine induit une diminution de 5% de l'intensité d'usage de la carte de débit, et un achat supplémentaire une diminution de 7%.

Concernant les caractéristiques de la personne, nous pouvons constater qu'elles ont peu d'effets, puisque seules deux variables de diplôme plus précisément les diplômés « BEPC » et « CEP » ainsi que les diplômés d'un premier cycle du supérieur sont significatives. Ce résultat apparaît plus anecdotique qu'autre chose. La principale conclusion reste l'absence d'effets des caractéristiques individuelles sur l'intensité d'usage de la carte de débit.

Les effets de la correction sur la significativité des coefficients affectent en premier lieu les variables liées à la perception de la carte de débit. Alors que le fait de percevoir la carte de débit comme un moyen de paiement « simple et pratique » n'avait pas d'incidence hors correction, son coefficient devient significatif au seuil de 10% une fois la correction faite. De même, le coefficient associé au fait de trouver l'usage de la carte de débit long devient significativement différent de zéro et positif après correction au seuil de 1%. Ce résultat est plutôt surprenant puisque la variable a un impact négatif sur la détention et pas d'effet sur la probabilité d'usage. Une explication possible est son caractère potentiellement endogène. Il

³⁰ Rappelons toutefois que l'indice d'intensité d'usage, compris entre 0 et 1, n'a pas d'unité.

est en effet fort probable que les individus qui choisissent cet item pour caractériser la carte de débit soit également ceux qui l'utilisent le plus, et que plus un individu utilise une carte de débit, plus il trouve le temps de traitement trop long³¹. Dès lors il n'est plus possible d'interpréter la significativité et le sens du coefficient qui est associé à la variable. Enfin, nous remarquons que le coefficient associé à la perception risquée de la carte de débit n'est plus significatif une fois la correction effectuée.

Mais les résultats les plus intéressants sont obtenus pour les variables retraçant les relations entre les individus et leurs banques. Notamment, le fait de participer à un programme de fidélisation qui permet de diminuer le coût de cotisation de la carte a une incidence positive significative au seuil de 5% sur son usage. Plus particulièrement, le fait de participer à un tel programme induit une augmentation de l'intensité d'usage de 27%. Le prix d'usage de la carte de débit a donc bien une incidence sur l'usage de la carte.

En revanche, les impacts du nombre de cartes de débit détenues et des caractéristiques de la carte de débit (immédiat ou différé) sont similaires et positifs. Ainsi, le fait de détenir une carte de débit supplémentaire entraîne une augmentation de l'intensité d'usage de 20%, et le fait de détenir une carte à débit différé augmente l'intensité d'usage de 30%.

³¹ En toute rigueur, il faudrait tester l'endogénéité de la variable. Le problème est que le test le plus utilisé et le plus puissant de l'endogénéité d'une variable explicative est celui de Durbin, Wu et Hausman qui suppose que l'on puisse estimer la variable en cause. Dans notre cas, il faudrait pouvoir expliquer pourquoi les individus choisissent d'associer la carte de débit avec l'item « usage long ».

Tableau 10 : Estimation de l'intensité d'usage et correction des effets inobservés par réseau bancaire

[MCO] dep. var : $\log I_{total}^i$			
N=883			
Var. indépendante	coefficient	s.e.	
Valeur totale des achats	0,0002	0,0001	
Nombre total d'achats	-0,0753 ***	0,0083	
Fréquentation des Grds Magasins & Gdes Surfaces	0,2051 ***	0,0576	
Log Age	0,0191	0,1751	
Sexe	-0,0809	0,0629	
Diplôme (catégorie de base : "sans diplôme") :			
BEPC ou CEP	0,2017 *	0,1039	
CAP/BEP	0,0752	0,1547	
Bac/BacPro/BacTech	0,1596	0,2212	
1 ^{er} cycle	0,3548 **	0,1668	
2 ^{ème} et 3 ^{ème} cycle	0,2625	0,1945	
Revenus (catégorie de base : "< 500 euros") :			
500 – 1000 €	-0,0866	0,1663	
1000 – 1500 €	0,1427	0,1657	
1500 – 2000 €	-0,014	0,1305	
2000 – 2500 €	0,1765	0,1955	
2500 – 3000 €	0,267	0,3357	
> 3000 euros	0,3149	0,2407	
Refus / NSP	0,1078	0,3075	
Profession cash	-0,0661	0,2917	
Caractéristiques de la carte de débit :			
Simplicité d'usage	0,3336 *	0,1613	
Anonyme	-0,002	0,0776	
Qui permet de contrôler ses dépenses	0,0457	0,0909	
Dont l'usage est long	1,5595 ***	0,1505	
Risqué	-0,3195	0,2011	
Fidélisation	0,2671 **	0,1238	
Nombre de carte de débit	0,204 **	0,0839	
Gamme de la carte de débit	-0,0439	0,1489	
Carte à débit différé ou immédiat	0,3001 *	0,1512	
Nombre de contrats commerçants	-0,000005	0,00001	
Agglomération (catégorie de base : "commune rurale") :			
Ville de 2 à 20.000 hab.	-0,0141	0,1406	
Ville de 20 à 100.000 hab.	-0,2931 ***	0,096	
Ville de plus de 100.000 hab.	-0,00003	0,1046	
Agglomération parisienne	0,1166	0,1307	
Constante	-2,4194 ***	0,6531	

R²aj. : 0,13 / Nombre de clusters = 20

*** signifie que le coefficient est statistiquement significatif à 1%, ** à 5 % et * à 10%

Le dernier déterminant correspond à l'effet réseau. Premièrement, il apparaît que le nombre de contrats commerçants n'a pas un effet significativement différent de zéro. Deuxièmement, les deux autres mesures n'ont également pas d'effet significatif sur l'intensité

d'usage de la carte de débit (coefficients de 9.42^e-09 pour le nombre de transaction et de 1.54^e-10 pour la valeur)³².

Globalement, la correction des termes d'erreur par la prise en compte des corrélations inobservées à l'intérieur des groupes constitués par les individus appartenant à un même groupe bancaire renforce les résultats obtenus. Pour autant, elle ne modifie pas en apparence les effets réseaux sur l'intensité d'usage de la carte de débit.

5.3.3 Une analyse comparative de l'influence des déterminants sur la probabilité de détention, la probabilité d'usage et l'intensité d'usage de la carte de débit

À partir des résultats des estimations obtenus précédemment, il est intéressant de mettre en perspective l'influence des différents déterminants sur la probabilité de détention, la probabilité d'usage et l'intensité d'usage de la carte de débit (Tableau 11).

Un enseignement général de ce travail est que les déterminants de la détention d'une carte de débit diffèrent des déterminants de l'usage. *A priori* trivial, ce résultat est pourtant nouveau dans la littérature empirique sur les instruments de paiement et constitue une information stratégique pour les banques ; il signifie *a priori* que les politiques commerciales des banques et les politiques publiques des autorités administratives et monétaires en matière de cartes de paiement doivent être différenciées selon que l'objectif est l'affiliation de nouveaux consommateurs ou bien l'incitation à l'usage de la carte. En vue d'illustrer ce résultat, nous pouvons distinguer des déterminants exclusifs – *i.e.* des variables qui n'ont d'effets que sur la détention ou l'usage – des déterminants qui affectent à la fois l'usage et la détention.

Tout d'abord, nous constatons que deux variables ont des effets positifs ou négatifs à la fois sur la détention et l'usage : la *valeur totale des achats* et le *niveau de diplôme* d'un individu. La valeur totale des achats d'un individu influence positivement la probabilité de détention et d'usage et négativement l'intensité d'usage de la carte. Ce résultat est conforme aux attendus théoriques et aux données de paiement observées en France (Bounie et François, 2006). En effet, l'usage de la carte permet de bénéficier d'une réduction de coûts (temps de transaction, risque, etc.) par rapport aux autres instruments de paiement et cette réduction est d'autant plus importante que la valeur des achats est élevée. Cet effet « coût » incite donc les

³² Avec des erreurs-types de respectivement 1.41^e-08 et 2.44^e-10 .

individus à adopter et à prendre la décision de réaliser un paiement par carte. Mais les bénéfices liés à l'usage ne sont pas infinis puisque la valeur totale des achats influence négativement l'intensité d'usage de la carte de débit. Cet effet non linéaire de la valeur des achats sur l'usage est du à l'existence d'instruments de paiement alternatifs qui sont préférentiellement utilisés pour des valeurs d'achats importantes. Les niveaux de diplôme ont également une influence sur les comportements de détention et d'usage, même si leur impact est de plus en plus faible. En effet, alors que quatre niveaux de diplôme se distinguent sur la probabilité de détention, il n'y en a plus que trois sur la probabilité d'usage et deux sur l'intensité d'usage. En outre, le niveau de significativité des effets diminuent dans le même sens.

Ensuite, nous pouvons distinguer les facteurs qui ont un impact uniquement sur l'usage. La première variable que nous pouvons commenter est le *nombre d'achats*. Cette dernière n'influence que l'intensité d'usage ; plus précisément plus le nombre total d'achats est important plus l'intensité de la carte est faible. Les personnes qui réalisent donc beaucoup d'achats utilisent moins leur carte de débit que les autres. Cet effet s'explique par le fait que lorsque le nombre de transactions augmente, la valeur moyenne d'une transaction diminue. Or, nous savons que pour de petites valeurs de transactions, les gains à l'usage de la carte diminuent par rapport aux autres instruments de paiement. La deuxième variable est liée à l'*âge* ; cette variable ne semble avoir d'incidence que sur la probabilité d'usage de la carte de débit et aucun effet sur la détention. En l'occurrence, la probabilité d'utiliser la carte diminue avec l'âge de l'individu ; cet effet confirme un résultat établi dans la littérature sur les difficultés liées à l'usage de dispositifs techniques (cf. *supra*). De la même manière, l'*effet réseau* ne semble influencer que l'usage et non la détention. Ce résultat est intéressant car il signifie que si la taille du réseau d'acceptation n'est pas nécessairement un motif d'adoption de la carte pour un consommateur, en revanche, le réseau d'acceptation influence la probabilité d'usage de la carte de débit. En d'autres termes, un individu qui réside dans un département où le nombre de commerçants qui accepte la carte est important est incité à choisir la carte de débit. Cet effet s'accompagne d'un résultat également intéressant sur l'impact du commerce fréquenté par le consommateur. Les *grands magasins et les grandes surfaces* qui ont investi dans des équipements en terminaux de paiement électronique incitent les consommateurs à utiliser intensément leur carte. Ce résultat s'explique en partie par les services rendus aux clients en termes de qualité de la transaction (réduction du temps de transaction, etc.). Enfin, le fait de trouver la carte de débit « risquée » n'influe que sur la

probabilité d'usage et non sur l'intensité. Ce résultat traduit l'idée que l'intensité de l'usage de la carte fait disparaître toute crainte liée à l'usage alors que les individus qui l'utilisent moins voire pas du tout anticipent des risques éventuels.

Tableau 11 : Mise en perspective des déterminants de détention et d'usage de la carte de débit

	Probabilité de détention	Probabilité d'usage	Intensité d'usage
Valeur totale des achats	+	+	-
Nombre d'achats	∅	∅	-
Fréquentation des Grds Magasins & Gdes Surfaces	∅	+	+
Log Age	∅	-	∅
Sexe	∅	∅	∅
Diplôme (catégorie de base : sans diplôme) :			
B.E.P.C	+	∅	+
CAP, BEP, CEP	∅	∅	∅
Baccalauréat, BP, BT	+	+	∅
B.T.S, D.U.T, DEUG, etc.	+	+	+
2 ^{ème} , 3 ^{ème} cycle univ., ingénieur, etc.	+	+	∅
Revenus (catégorie de base : < 500 €) :			
Entre 500 et 1 000 €	∅	∅	∅
Entre 1 000 et 1 500 €	+	∅	∅
Entre 1 500 et 2 000 €	+	∅	∅
Entre 2 000 et 2 500 €	+	∅	∅
Entre 2 500 et 3 000 €	+	∅	∅
Plus de 3 000 €	∅	∅	∅
NSP/Ne répond pas	∅	∅	∅
Profession cash	-	∅	∅
Caractéristiques de la carte de débit			
Simplicité d'usage	+	∅	+
Anonyme	+	∅	∅
Qui permet de contrôler ses dépenses	+	∅	∅
Dont l'usage est long	-	∅	?
Risqué	∅	-	∅
Programme de fidélisation	ni	∅	+
Nombre de carte de débit	ni	+	+
Gamme de carte de débit	ni	+	∅
Carte à débit différé ou immédiat	ni	+	+
Nombre de contrats commerçants par département	∅	+	∅

ni : variable non introduite / ∅ : variable sans effet / ? : variable sans effet déterminé / + : variable à effet positif / - : variable à effet négatif

Au-delà des déterminants exclusifs sur l'usage, nous pouvons également commenter les effets des déterminants qui influencent uniquement la détention, *i.e.* le *revenu* et le *mode de*

perception des revenus et certaines *caractéristiques de la carte de débit*. Le revenu semble être une variable stratégique pertinente pour les banques qui souhaitent promouvoir l'adoption de la carte. Cependant, nous observons que l'effet du revenu est d'autant plus faible que le niveau de revenu est important ; cet effet est du probablement à l'existence de substituts à la carte de débit pour ces classes de revenus (à l'image des cartes professionnelles). De même, nous constatons que les individus qui appartiennent à des professions dont les revenus sont essentiellement perçus sous formes d'espèces ont une plus faible probabilité de détenir une carte de débit que les autres professions ; pour ces professions, la détention de cash apparaît comme un substitut à la carte de débit. Enfin, nous remarquons que les individus sensibles à l'anonymat de la carte, au « contrôle des dépenses » et au « temps de transaction » ont une probabilité plus forte de détenir une carte que les autres individus. Pour ces individus, la carte apparaît plus anonyme que le chèque sur lequel figure les coordonnées du payeur, elle offre également un suivi des dépenses plus aisé (facturettes, etc.) et, enfin, accélère le temps de transaction par rapport à l'usage par exemple du chèque ou du paiement en espèces.

Enfin, dans le cadre des estimations sur l'usage de la carte de débit, nous avons introduit des variables sur l'équipement des porteurs et les caractéristiques des cartes détenues. En matière de détention, nous constatons que les *multi-porteurs de carte de débit* utilisent plus leur carte que les monoporteurs. Ce résultat est intéressant car il montre que le modèle économique du système de paiement par carte bancaire en France qui tend à favoriser l'adhésion des porteurs au système permet également de favoriser les paiements par carte et donc d'accélérer le processus d'électronisation des paiements. En outre, nous constatons que la nature de la carte – à débit différé ou immédiat –, la gamme de la carte – de base ou premium – ainsi que l'adhésion à un programme de fidélisation ont un effet positif soit sur la probabilité soit sur l'intensité d'usage. Les services associés à la carte de débit qui permettent d'offrir des programmes individualisés incitent donc à l'usage de la carte de débit. Cette modularité du produit carte que ne permettent pas les autres instruments de paiement comme le chèque ou les espèces pourrait constituer un axe de développement stratégique pour les banques afin de favoriser les usages.

6 Conclusion

La littérature empirique sur les instruments de paiement s'est essentiellement focalisée sur l'usage des instruments de paiement dans le cadre principalement de modèles économétriques à variable dépendante qualitative (probabilité d'usage d'un ou plusieurs

instruments de paiement). L'originalité du présent article est d'exploiter une base de données idoine sur les paiements par carte de débit réalisés par 1392 individus représentatifs de la population française dans le but d'analyser non seulement la probabilité d'usage de la carte de débit mais également la probabilité de détention et l'intensité de l'usage de la carte de débit. Nous cherchons en particulier à mesurer et à isoler la contribution de différentes variables explicatives sur l'usage et la détention de la carte de débit.

Les résultats des analyses économétriques montrent sans ambiguïtés que les facteurs qui influencent l'adoption de la carte de débit sont distincts des facteurs qui incitent à son usage. L'estimation sur la probabilité de détention met en évidence les effets statistiquement significatifs de deux variables individuelles (revenu et mode de perception des revenus) et de trois caractéristiques de la carte de débit (anonymat, contrôle des dépenses, temps de transaction). De même, les régressions sur la probabilité et l'intensité d'usage montrent une plus grande diversité d'effets et de leviers potentiels pour les banques à travers la structure de consommation de l'individu (nombre d'achats), les caractéristiques de l'individu (âge), les caractéristiques de la carte de débit (risque) et l'environnement du paiement (effet de réseau et type de commerce). En outre, dans le cadre des déterminants introduits spécifiquement dans les régressions sur l'usage de la carte de débit, nous constatons que la multi-détention et les services associés à la carte – la nature de la carte (débit différé ou immédiat), la gamme de la carte (de base ou premium) ainsi que l'adhésion à un programme de fidélisation – influencent positivement l'usage de la carte.

Ces résultats sont importants à plusieurs titres. Premièrement, sur un plan stratégique, il est clair que l'identification des facteurs qui influencent la détention et l'usage peut profiter aux banques dans leur stratégie de conquête de nouveaux clients et de fidélisation de la clientèle. Deuxièmement, sur un plan économique, la mise en évidence de certains facteurs d'adoption peut permettre aux autorités bancaires et monétaires de jouer de ces leviers afin d'inciter les non détenteurs de carte à substituer les paiements de type papier aux paiements électroniques. Troisièmement, d'un point de vue académique, notre travail contribue à la littérature empirique existante sur deux points : pour la première fois, nous estimons, d'une part, les déterminants de l'adoption et de l'intensité d'usage d'un instrument de paiement et, d'autre part, l'impact des effets de réseau sur la détention et l'usage d'un instrument de paiement.

7 Références bibliographiques

- Amemiya T. 1984 “Tobit Models: a Survey”, *Journal of Econometrics*, 24: 3-61.
- Baumol W., 1952, “The Transaction Demand for Cash – An Inventory Theoretic Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 66 (Nov.): 545-56.
- Boeschoten W., 1998, “Cash Management, Payment Patterns and the Demand for Money”, *De Economist*, 146(1): 117-142.
- Bolt Wilko et David Humphrey, 2006, “The Effect of Transaction Pricing on the Adoption of Electronic Payments: A Cross-Country Comparison”, mimeo.
- Borzekowski Ron, Elizabeth K. Kiser et Ahmed Shaista. 2006a, “Consumers’ Use of Debit Cards: Patterns, Preferences and Price Response”, Finance and Economics Discussion Series, April.
- Borzekowski Ron et Elizabeth K. Kiser. 2006b, “The Choice at the Checkout: Quantifying Demand Across Payment Instruments”, Finance and Economics Discussion Series, April.
- Bounie D., Bourreau M., François A. et Verdier M. 2006, « Détention et usage des instruments de paiement : une analyse descriptive sur données individuelles françaises », mimeo.
- Bounie D., et François A. 2006 « Cash, Check or Bank Card ? The Effects of Transaction Characteristics on the Use of Payment Instruments », *Working Papers in Economics and Social Sciences*, ESS-06-05, Telecom Paris.
- Cameron et Trivedi 2005, *Microeconometrics. Methods and Applications*, Cambridge Mass., Cambridge University Press.
- Carrow K. et Staten M., 1999, “Debit, Credit, or Cash: Survey Evidence on Gasoline purchases”, *Journal of Economics and Business*, 21: 409-421.
- Cragg J. 1971, “Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods », *Econometrica*, 39 :829-44.
- Davidson et McKinnon 1993, *Estimation and Inference in Econometrics*, New York : Oxford University Press.

- Duan N., Manning W., Morris C. et Newhouse J. 1984, "Choosing Between the Sample Selection Model and the Multi-Part Model", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2:283-9.
- Gerdes Geoffrey R. et Jack K. Walton II, 2002. "The use of checks and other noncash payment instruments in the United States," Federal Reserve Bulletin, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), issue Aug, pages 360-374.
- Hay J., Leu R. et Rohrer P. 1987, "Ordinary Least Squares and Sample-Selection Models of Health-Care Demand », *Journal of Business and Economic Statistics*, 5: 499-506.
- Hayashi F. and Klee E., 2003, "Technology Adoption and Consumer Payments: Evidence from Survey Data", *Review of Network Economics*, 2(2): 175-190.
- Heckman J. 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47: 153-161.
- Humphrey D., 2004, "Replacement of Cash by Cards in U.S. Consumer Payments", *Journal of Economics and Business*, 56(2004): 211-225.
- Humphrey David, Magnus Willeison, Ted Lindblom and Goran Bergendahl, 2003, "What does it Cost to Make a Payment?", *Review of Network Economics*, Vol.2, Issue 2, June.
- Humphrey David, Kim M. and Vale B., 2001, "Realizing the Gains from Electronic Payments: Costs, Pricing and Payment Choice", *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2): 216-234.
- Humphrey D., Pulley L. and Vesala J., 1996, "Cash, Paper, and Electronic Payments: a Cross-Country Analysis", *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(4): 914-939.
- Klee Elizabeth, 2005, "How People Pay: Evidence from Grocery Store Data", mimeo.
- Leung S., Shihiti Y. 1996, "On the Choice Between Sample-Selection and Two-Part Models", *Journal of Econometrics*, 72: 197-229.
- Lin T-F. et Schmidt P. 1984, "A Test of the Tobit Specification Against an Alternative Suggested by Cragg", *Review of Economics and Statistics*, 66: 174-77.
- Massoud Nadia, Anthony Saunders et Barry Scholnick, 2006, "The Cost of Being Late: The Case of Credit Card Penalty Fees", mimeo.
- Mantel B., 2000, "Why Do Consumers Pay Bills Electronically? An Empirical Analysis", *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives*, 24, 4th quarter.

- Puhani P. 2000, "The Heckman Correction for Sample Selection and its Critique", *Journal of Economic Surveys*, 14(1): 53-68.
- Santomero A. and Seater J., 1996, "Alternative Monies and the Demand for Media of Exchange", *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(4), 942-960.
- Shy O. and J. Tarkka, 2002, "The market for electronic cash cards", *Journal of Money, Credit and Banking*, 34 (2), 299-314.
- Stavins J., 2001, "Effect of Consumer Characteristics on the Use of Payment Instruments", *New England Economic Review* (3): 19-31.
- Stix H., 2004, "The Impact of ATM transactions and Cashless Payments on Cash Demand in Austria", *Monetary Policy & the Economy*, Q1/04.
- Tobin J. 1958, "Estimation of Relationship for Limited Dependent Variables", *Econometrica*, 26: 24-36.
- Whitesell W., 1989, "The Demand for Currency Versus Debitable Accounts", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 21 (2), 246-251.
- Zinman, Jonathan, "Debit or Credit?," 2005. Working paper, Dartmouth University.

8 Annexes

8.1 Annexe 1 : Estimation de la probabilité d'usage de la carte de débit avec prise en compte d'un biais de sélection lié à la détention d'une carte

Le fait que l'usage de la carte de débit n'est observé que pour les individus qui en possèdent au moins une peut induire un biais de sélection et peser sur la qualité des estimateurs. Afin de s'assurer de l'absence de ce biais, il convient de réaliser une double estimation de la probabilité de l'usage de la carte de débit durant la semaine d'étude et de la probabilité de détention d'une carte de débit en tenant compte du lien pouvant exister entre les deux probabilités. Plus précisément, il est possible que le terme des erreurs de l'estimation de la première probabilité soit corrélé au terme des erreurs de l'estimation de la seconde probabilité.

Deux équations de probabilité peuvent être définies. L'équation de résultat *outcome* correspond à la probabilité d'usage et est formellement définie par :

$$\begin{aligned} UseCB^i &= \beta'_{use} X^i_{use} + \varepsilon^i_{use} \\ \text{avec } UseCB^i &= 1 \text{ si } I^i_{total} > 0 \\ UseCB^i &= 0 \text{ sinon} \\ \text{et } \varepsilon^i_{use} &: N(0,1) \end{aligned}$$

L'équation de sélection correspond à la probabilité de détention d'une carte de débit :

$$\begin{aligned} HoldCB^i &= \beta'_{hold} X^i_{hold} + \varepsilon^i_{hold} \\ \text{avec } HoldCB^i &= 1 \text{ si } Nbcarte^i > 0 \\ HoldCB^i &= 0 \text{ sinon} \\ \text{et } \varepsilon^i_{hold} &: N(0,1) \end{aligned}$$

La condition de détention implique que :

$$(UseCB^i, X^i_{use}) \text{ sont observés uniquement lorsque } HoldCB^i = 1$$

L'estimation des paramètres est obtenue par la maximisation de la fonction de vraisemblance qui peut être définie ainsi :

$$L = \prod_{Use=1, Hold=1} \Phi_2 \left[\beta'_{use} X^i_{use}, \beta'_{hold} X^i_{hold}, \rho \right] \prod_{Use=0, Hold=1} \Phi_2 \left[\beta'_{use} X^i_{use}, \beta'_{hold} X^i_{hold}, -\rho \right] \prod_{Hold=0} \Phi_2 \left[\beta'_{hold} X^i_{hold} \right]$$

où Φ_2 est la fonction de la distribution normale bivariée cumulée, Φ est la fonction normale cumulative standard, et $\rho = Cov(\varepsilon_{use}^i, \varepsilon_{hold}^i)$. L'estimation par le maximum de vraisemblance ne permet pas d'estimer directement ρ . En revanche, $atanh$ de ρ est estimé directement :

$$atanh\rho = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+\rho}{1-\rho}\right)$$

Rappelons que si ρ est nul, alors le log de vraisemblance du modèle *probit* avec sélection est égal à la somme du modèle *probit* pour le résultat et du modèle de sélection. Il est alors possible d'estimer le modèle en utilisant des équations *probit* indépendantes et le problème de sélection peut être résolu par la simple réalisation d'un modèle *probit* sur le sous-échantillon des détenteurs de carte de débit.

Pour réaliser l'estimation, nous avons utilisé les mêmes variables explicatives que celles décrites dans le texte et utilisées dans les estimations séparées présentées dans le corps du texte.

Tableau 12 : Estimation de la probabilité d'usage de la carte de débit avec biais de sélection lié à la détention d'une carte

Nombre d'obs. = 1392 / Obs censurées = 236 / Obs. non censurées = 1156				
Log pseudo-likelihood = -1013,99 / Wald chi232 = 373,6				
Variable indépendante	Outcome equation : use CB		Selection equation : holding CB	
	Coef.	s.e.	Coef.	s.e.
Valeur totale des achats	0,0007 ***	0,0002	0,0004 ***	0,0001
Nombre d'achats	0,0063	0,0095	-0,009 *	0,0054
Fréquentation des Grds Magasins & Gdes Surfaces	0,2707 ***	0,0789	-0,015	0,0446
log Age	-0,3173 **	0,1246	0,1547 **	0,0679
Sexe	-0,0285	0,0891	0,083 *	0,0485
Diplôme (catégorie de base : sans diplôme) :				
B.E.P.C	0,1257	0,1728	0,3333 ***	0,0969
CAP, BEP, CEP	0,2477	0,1564	0,2005 ***	0,073
Baccalauréat, BP, BT	0,4788 **	0,19	0,7339 ***	0,0772
B.T.S, D.U.T, DEUG, etc.	0,7305 ***	0,2359	1,0997 ***	0,0875
2 ^{ème} , 3 ^{ème} cycle univ., ingénieur, etc.	0,6778 ***	0,2447	0,8442 ***	0,1103
Revenus (catégorie de base : < 500 €) :				
Entre 500 et 1 000 €	-0,1466	0,1344	0,1906 **	0,0846
Entre 1 000 et 1 500 €	0,035	0,1481	0,4039 ***	0,0669
Entre 1 500 et 2 000 €	0,1339	0,1882	0,7672 ***	0,0816
Entre 2 000 et 2 500 €	0,3647	0,25	0,4688 ***	0,1034
Entre 2 500 et 3 000 €	-0,0216	0,2391	0,5436 ***	0,1985
Plus de 3 000 €	0,2506	0,3921	1,0161 ***	0,1236
NSP/Ne répond pas	0,0016	0,1569	0,0093	0,0712
Profession cash	0,2382	0,2992	-0,5336 ***	0,1236
Caractéristiques de la carte de débit				
Simplicité d'usage	0,3782	0,3186	1,2745 ***	0,1147
Anonyme	0,1437	0,1413	0,56 ***	0,1034
Qui permet de contrôler ses dépenses	0,1414 *	0,0853	0,2773 ***	0,0554
Dont l'usage est long	-1,2099 *	0,7107	-0,9974 ***	0,3136
Risqué	-0,2693 **	0,1318	-0,192 ***	0,0666
Fidelisation	0,0867	0,2794	-	-
Nombre de carte de débit	0,3837 ***	0,1125	-	-
Gamme de la carte de débit	0,4257 **	0,1923	-	-
Carte à débit différé ou immédiat	0,2407 **	0,1027	-	-
Nombre de contrats commerçants	0,00001 **	0,000005	-0,00001	0,000003
Agglomération (catégorie de base : < 2000 habitants) :				
De 2 000 et 20 000 hab.	-0,1668	0,1235	-0,1071	0,087
De 20 000 et 100 000 hab.	-0,1446	0,1121	0,0001	0,0871
+100 000 hab.	0,0128	0,1218	-0,0577	0,103
Paris/Région parisienne	-0,2938 **	0,1421	-0,2776	0,1832
Constante	-0,6054	0,6915	-1,3209 ***	0,3303
	/athrho	0,3486	0,4666	
	rho	0,3351	0,4142	

Test de Wald de l'équation indépendante rho=0 : Chi²=0.56 et Prob=0,45

Les erreurs types sont ajustées par un clustering sur le réseau bancaire

*** signifie que le coefficient est statistiquement significatif à 1%, ** à 5% et * à 10%

L'estimation réalisée montre sans ambiguïté que le problème de sélection associé à la détention d'une carte de débit peut être résolu par l'analyse de la probabilité d'usage de la carte de débit sur le sous-échantillon des individus possédant une carte de débit puisque ρ n'est pas significativement différent de zéro pour des seuils inférieurs à 45 %.

8.2 Annexe 2 : Estimation de l'intensité d'usage de la carte de débit avec censure liée à la détention d'une carte de débit

Il existe en fait deux niveaux de censure des observations de l'intensité d'usage de la CB. Le premier niveau est déterminé par la détention d'une carte de débit, le second par l'usage de la carte de débit durant la semaine. L'annexe précédente tend à montrer qu'il est plus efficace de réaliser une estimation de la probabilité d'usage sur le sous échantillon des détenteurs de carte. Pour autant, il est nécessaire de montrer également qu'il est plus efficace de réaliser une estimation de l'intensité d'usage sur ce même sous échantillon des détenteurs de carte de débit. Pour ce faire, nous présentons dans cette annexe trois estimations.

La première utilise un modèle *tobit* voir la présentation dans le corps du texte d'estimation de l'intensité d'usage en considérant que ces données sont censurées à gauche du fait non pas de l'absence d'usage comme présenté dans le texte, mais du fait de l'absence d'une détention d'une carte. Cela revient d'une part à prendre comme population d'étude l'ensemble de l'échantillon et d'autre part à étendre les données censurées aux observations manquantes des non porteurs d'une carte de débit. Dit autrement, la modification de censure et de population augmente uniquement les données censurées et ne modifie pas les données observées de l'intensité d'usage.

Tableau 13 : Estimation tobit de l'intensité d'usage de la carte de débit pour l'ensemble de la population

Nombre d'obs. = 1386 / left-censored obs. = 495 / uncensored obs. = 891 Log likelihood = -374,3 / LRChi ² = 437,9 / pseudo R ² = 0,37		
Indep. var.	coefficient	s.e.
Valeur totale des achats	0,0001 **	0,00003
Nombre d'achats	-0,0104 ***	0,0015
Fréquentation des Grds Magasins & Gdes Surfaces	0,0581 ***	0,0136
log Age	-0,0037	0,0233
Sexe	-0,0213	0,0166
Diplôme (catégorie de base : sans diplôme) :		
B.E.P.C	0,0182	0,0308
CAP, BEP, CEP	0,0449	0,0274
Baccalauréat, BP, BT	0,0806 ***	0,0301
B.T.S, D.U.T, DEUG, etc.	0,1135 ***	0,0337
2 ^{ème} , 3 ^{ème} cycle univ., ingénieur, etc.	0,1136 ***	0,0334
Revenus (catégorie de base : < 500 €) :		
Entre 500 et 1 000 €	-0,0502 *	0,0276
Entre 1 000 et 1 500 €	0,0169	0,0268
Entre 1 500 et 2 000 €	0,0091	0,0312
Entre 2 000 et 2 500 €	0,0362	0,0393
Entre 2 500 et 3 000 €	-0,0066	0,0497
Plus de 3 000 €	0,0421	0,0578
NSP/Ne répond pas	0,003	0,0322
Profession cash	0,0063	0,0503
Caractéristiques de la carte de débit		
Simplicité d'usage	0,1492 ***	0,0294
Anonyme	0,0355	0,03
Qui permet de contrôler ses dépenses	0,0402 **	0,0186
Dont l'usage est long	-0,1854	0,1375
Risqué	-0,0453 **	0,0228
Fidelisation	0,0619	0,0406
Nombre de carte de débit	0,1769 ***	0,0154
Nombre de contrats commerçants	0,000001	0,000001
Agglomération (catégorie de base : < 2000 habitants) :		
De 2 000 et 20 000 hab.	-0,0362	0,0248
De 20 000 et 100 000 hab.	-0,0581 **	0,0257
+100 000 hab.	-0,007	0,0222
Paris/Région parisienne	-0,0187	0,0297
Constante	-0,2036 **	0,1032

*** signifie que le coefficient est statistiquement significatif à 1%, ** à 5 % et * à 10%

La présentation du modèle *tobit* (Tableau 13) permet une comparaison avec le modèle *tobit* sur l'échantillon restreint aux porteurs de carte de débit (cf. *supra*). Il en ressort que les impacts des déterminants sur l'usage ne sont pas altérés par l'élargissement de la population d'étude. L'absence d'incidence d'une sélection liée à la détention d'une carte de débit est

confirmée par les estimations à partir du modèle de sélection d'Heckman en deux étapes (Tableau 14).

Les deux modèles à sélection porte sur l'ensemble de la population d'étude, c'est-à-dire à la fois les détenteurs et les non détenteurs d'une carte de débit, alors que le modèle de sélection présenté dans le texte porte uniquement sur le sous-échantillon des porteurs d'une carte de débit. Le critère de sélection en revanche change selon le modèle.

Le premier modèle considère que la sélection s'opère via l'usage de la carte de débit durant la semaine d'étude. Dans ce cas, il s'agit par rapport au modèle présenté dans le texte uniquement d'une extension de la population d'étude, et plus précisément d'une extension au non-détenteurs qui accroisse la proportion des non-utilisateurs.

Le second modèle considère que la sélection s'opère via la détention d'une carte de débit. Dans ce cas, il s'agit par rapport au modèle présenté dans le texte d'une modification des données censurées aux seuls détenteurs alors que les non-utilisateurs ne sont plus considérés comme des observations censurées.

Dans les deux cas, le résultat obtenu dans l'annexe un est confirmé, à savoir que la présence d'un biais de sélection n'est pas confirmée, ce qui rend l'usage d'un modèle d'Heckman inapproprié et l'analyse restreinte sur la sous-population des détenteurs plus pertinente. En effet, pour les deux modèles le coefficient associé au ratio inversé de Mills n'est pas significativement différent de zéro. Dès lors, le choix effectué d'analyser les comportements d'usage de la carte de débit à partir de la population des détenteurs apparaît comme pleinement pertinent.

Tableau 14 Estimations de l'intensité d'usage de la carte de débit avec prise en compte d'un biais de sélection associé à la détention de la carte

Indep. var.	[1] selection equation : ProbusCB Number of obs = 1392 Censored obs = 501 / Uncensored obs = 891 Wald chi264 = 533,8				[2] selection equation : ProbholdCB Number of obs = 1389 Censored obs = 236 / Uncensored obs = 1153 Wald chi260 = 405,1			
	Outcome equa.		selection equa.		Outcome equa.		selection equa.	
	coefficient	s.e.	coefficient	s.e.	coefficient	s.e.	coefficient	s.e.
Valeur totale des achats	0,0059 *	0,00331	0,0006 ***	0,0002	0,0052 *	0,00301	0,0004 **	0,00021
Nombre d'achats	-1,473 ***	0,14251	0,0104	0,00816	-1,0725 ***	0,1279	-0,009	0,00893
Fréquentation des Grds Magasins & Gdes Surfaces	3,0268 **	1,41689	0,2562 ***	0,07593	4,3308 ***	1,13516	-0,0106	0,08249
log Age	1,6767	2,64928	-0,4022 ***	0,12591	-1,5752	2,0536	0,1601	0,12994
Sexe	-1,9986	1,55018	-0,0014	0,09072	-2,2408	1,41056	0,0886	0,09876
Diplôme (catégorie de base : sans diplôme) :								
B.E.P.C	-0,924	3,16066	0,0475	0,15012	-1,8943	2,79739	0,3271 **	0,15217
CAP, BEP, CEP	0,0907	2,93264	0,2173	0,13408	0,2916	2,40371	0,2002	0,13377
Baccalauréat, BP, BT	0,8558	3,22743	0,3479 **	0,15443	0,1156	3,25509	0,7363 ***	0,16841
B.T.S, D.U.T, DEUG, etc.	2,8516	3,61398	0,5616 ***	0,18568	1,9759	3,87763	1,077 ***	0,23862
2 ^{ème} , 3 ^{ème} cycle univ., ingénieur, etc.	4,463	3,61309	0,5302 ***	0,18548	3,8841	3,60707	0,8391 ***	0,20707
Revenus (catégorie de base : < 500 €) :								
Entre 500 et 1 000 €	-3,2484	2,7002	-0,1638	0,14255	-4,0335 *	2,37021	0,1895	0,14327
Entre 1 000 et 1 500 €	0,874	2,53972	-0,0161	0,14033	-1,0432	2,56065	0,4032 ***	0,15014
Entre 1 500 et 2 000 €	-0,9767	2,90142	0,0611	0,17085	-2,546	3,19092	0,7718 ***	0,20805
Entre 2 000 et 2 500 €	-0,1367	3,61962	0,233	0,23491	-0,1272	3,57699	0,4718 *	0,25539
Entre 2 500 et 3 000 €	-0,0918	4,56289	0,0354	0,2873	-3,3994	4,37504	0,5244	0,32207
Plus de 3 000 €	3,5352	5,06071	0,0528	0,39703	0,3047	5,27644	1,0238 *	0,5453
NSP/Ne répond pas	0,6424	3,07154	-0,0236	0,1702	0,6909	2,74586	0,0038	0,17013
Profession cash	-2,3005	4,52931	0,2763	0,30843	1,4685	4,55907	-0,5274 *	0,27937
Caractéristiques de la carte de débit								
Simplicité d'usage	5,5129	3,48342	0,2263	0,14158	-4,3362	6,65814	1,2776 ***	0,11537
Anonyme	1,0986	2,76048	0,1533	0,16419	-0,1822	2,78744	0,5583 **	0,22499
Qui permet de contrôler ses dépenses	1,6033	1,75526	0,1218	0,10185	0,5874	1,70991	0,2797 **	0,12034
Dont l'usage est long	39,1499 *	22,54377	-1,1397 *	0,67396	3,5767	11,29085	-1,0201 **	0,51451
Risqué	-1,2838	2,35021	-0,2611 **	0,11565	-2,0302	1,97007	-0,1861	0,11941
Fidelisation	3,3202	3,53807	0,0576	0,24101	3,5092	3,21411	-	-
Nombre de carte de débit	2,6297	2,02269	0,6161 ***	0,125	4,2029 ***	1,49403	-	-
Gamme de la carte de débit	-2,2894	2,98654	0,9274 ***	0,17086	0,6026	2,24945	-	-
Carte à débit différé ou immédiat	4,7317 **	2,15721	0,3898 ***	0,10991	6,0787 ***	1,55754	-	-
Nombre de contrats commerçants	-0,00004	0,00009	0,00001 **	0,00001	0,0001	0,00008	-0,00001	0,00001
Agglomération (catégorie de base : < 2000 habitants) :								
De 2 000 et 20 000 hab.	-1,2632	2,36579	-0,1443	0,13232	-1,2579	2,07201	-0,1002	0,14596
De 20 000 et 100 000 hab.	-6,565 ***	2,42552	-0,0969	0,13485	-6,2116 ***	2,13073	0,0137	0,15437
+100 000 hab.	-1,4548	2,03772	0,0507	0,12317	-0,3364	1,86146	-0,0414	0,13629
Paris/Région parisienne	0,365	2,84172	-0,2349	0,16392	-0,5278	2,5514	-0,2616	0,17691
Constante	22,5207 *	12,17183	-0,974 *	0,5429	30,2486 **	14,89901	-1,3704 **	0,56409
mills lambda	0,0183	6,96799			-13,8549	9,41049		
rho	0,0009				-0,6204			
sigma	21,4231				22,3342			

*** signifie que le coefficient est statistiquement significatif à 1%, ** à 5 % et * à 10%